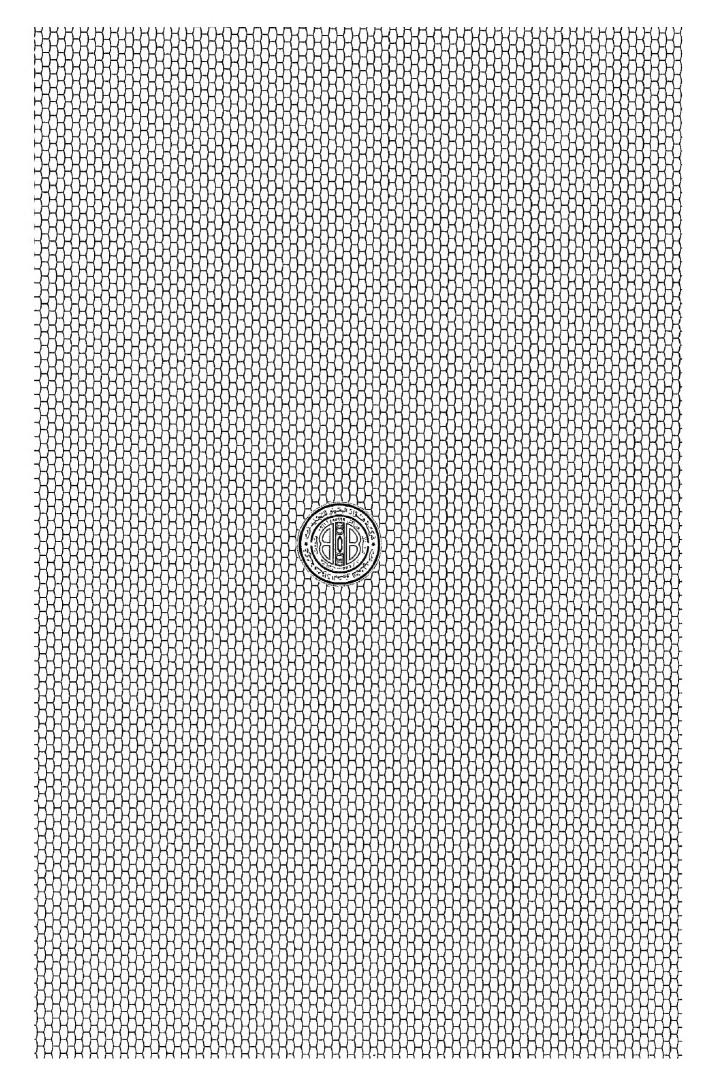
الإحصاء النظاليات

مع تطبيقات برمجية



الدكتور نبيل جمعة صالح النجار







الإحسساء التحليلي مع تطبيقات برمجية SPSS

الإحساء التحليلي مع تطبيقات برمجية SPSS

د. نبيل جمعه صالح النجار

دكتوراه الفلسفة في التربية قسم القياس والتقويم



519.50.285 : رقم التصنيف

: النجار، نبيل جمعة صالح. المؤلف ومن هو في حكمه

عنوان الكتباب : الاحصاء التحليلي مع تطبيقات برمجية SPSS.

> 2014/6/2724 : رقم الإيداع

: /الاحصاء//الحواسيب/ الواصفيات

: عمان - دار ومكتبة الحامد للنشر والتوزيع بيانات الناشر

يتحمل المؤلف كامل المسؤولية القانونية عن معتوى مصنفه ولا يعبر هذا المصنف عن رأي دائرة المكتبة الوطنية أو أي جهة حكومية أخرى.

(ردمك) ISBN 978-9957-32-873-3

تم إعداد بيانات الفهرسة والتصنيف الأولية من قبل دائرة المكتبة الوطنية.

لا يجوز نشر أو اقتباس أي جزء من هذا الكتاب، أو اختزان مادته بطريقة الاسترجاع، أو نقله على أي وجه، أو بأي طريقة اكانت اليكترونية، أم ميكانيكية، أم بالتصوير، أم التسجيل، أم بخلاف ذلك، دون الحصول على إذن المؤلف الخطي، وبخلاف ذلك يتعرض الفاعل للملاحقة القانونية.

الطبعة الأولى 2015-1436هـ



الأردن - عمان - شفا بدران - شارع العرب مقابل جامعة العاوم التطبيقية هاتف: 4962 6 5231081 فاكس، 4962 6 5231081 ص.ب. (366) الرمز البريدي: (11941) عمان-الأردن

www.daralhamed.net

E-mail: daralhamed@yahoo.com ...

المحتَوَيات

الصفحة	الموضوع	
11		المقدمة
13	يصل الأول باسية في الإحصاء	e
15	Statistical Con- Statistical Con-	ncepts المفاهيم الإحصائية 1-1
20	Measures of Central Tendency	2-1 مقاييس النزعة المركزية V الوسيط الحسابي، الوسط
		الوسط التستبي، الوسيط 3-1
26	سط، التباين، الانحراف المعياري، معامل	المدى، الاندراف المتو الاختلاف
33	الانحدار Regression الخطي البسيط، معادلة خط الانحدار	1−4 الارتباط Correlation و
39	رحل المسائل.	1-5 استخدام برمجية SPSS في
61	.Exercise	1–6 تــمـــاريــــــن
73	صل الثاني الاحتمالية والتوزيعات العينية Probability Distributions & Sa	التوزيعات المجتمعية
75	Introduction	1-2 المقدمة
76	Normal Distribution	2–2 التوزيع الطبيعي
83	Probability Distribution (T)	2-3 التوزيع الاحتمالي التائي
85	Probability Distribution	2-4 توزيع مربع كاي ² χ
86	Probability Distribution	2-5 التوزيع الفائي F

حصاء التحليا	VI	
حصاء اللحلي	41	
88	Sampling Theory	2-6 نظرية المعاينة
90	Samples	7-2 العينـــات
101	Sampling Distribution	2-8 توزيع المعاينة
109	Exercise	2-9 أسـئلة وتمارين
113	الثالث فترات الثقة مع من معالم العينة عينة واحدة) Estimation of Popul	التقدير وفَ تقدير معالم المجت باستخدام)
115	-	1−3 مقدمة Introduction
116	Properties of Goodness of Es	3−2 خواص جودة التقدير timation
116	تمع.	3-3 أنواع القيم التقديرية لمعالم المج
117	Confid	lence Interval فترات الثقة
127	Exercis	e تـمـاريـــن
131	ل الرابع برضيـــــات Hypothesi	اختبــار الف
133	Hypothesis Testing	4-1 اختبار السفرضيسات
136	Testing Statistical Hypothesis	4-2 اختبار الفرضيات الإحصائية 8
136	ىيات Basic Concepts in Hypothesis Te	4-3 مفاهيم أساسية في فحص الفرض sting
139	Hypothesis Testing Steps	4-4 خطوات اختبار الفرضيات
140	ل المسائل.	4-5 استخدام برمجية SPSS في حــ
142	Exercise	4–6 تــمـــاريــــــن

145	الفصل الخامس اختبار الفرضيات التي تتعلق بالمتوسطات الحسابية Testing Hypothesis Regarding Mean
147	5-1 اختبار الفرضية المتعلقة بوسط حسابي واحد (مجتمع واحد)
4.15	* اختـبار الفرضية المتعلقة بوسط حسابي واحد (حجم العينة كبير ،تباين
148	المجتمع معلوم)
151	* (حجم العينة كبير، تباين المجتمع غيرمعلوم)
153	 * (σ) غير معلومة والعينة صغيرة الحجم)
155	5-2 أختبار الفرضيات حول المفرق بين وسطين حسابيين
155	* اختبار الفرضيات حول الفرق بين وسطين للبيانات المستقلة
158	* اختبار الفرضيات حول الفرق بين وسطين البيانات غير المستقلة
164	3-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
173	4-5 <u>تـمـاريــــن</u> Exercise.
185	الفصل السادس اختبار الفرضيات حول التباينـــات
105	Testing Hypothesis Inference Regarding Variances
187	6-1 اختبار فرضية تتعلق بالتباين لمجتمع واحد.
191	6-2 اختبار فرضية تتعلق بتساوي التباين لمجتمعين مستقلين.
193	6-3 اختبار فرضية تتعلق بتساوي التباين لمجتمعين غير مستقلين.
195	4-6 تماریک نام 4-6
	الفصل السابع اختبار الفرضيات حول معاملات الارتباط
199	Hypotheses Testing Regarding Correlation
	Coefficients
201	1-7 مقدمة
205	7-2 اختبار الفرضية حول معامل ارتباط واحد.
206	7-3 اختبار الفرضيات حول الفرق بين معاملي ارتباط مستقلين.
207	7-4 اختبار الفرضيات حول معاملي ارتباط للبيانات غير المستقلة.

الإحصاء التحليلي	
66 6	
211	5-7 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
221	6-7 نـمــاريــــن
	الفصل الثامن
225	اختبار الفرضيات حول النسب
	Hypothesis Testing Regarding Proportions
227	8-1 اختبار الفرضيات حول السسسب.
227	8-2 اختبار الفرضيات حول نــسبة واحــدة .
230	8-3 اختبار الفرضيات حول نسبتين مستقلتين.
232	8-4 اختبار الفرضيات حول نسبتين للبيانات الغير مستقلة
234	The Chi-Square Goodness of fit اختبار χ^2 احسن المطابقة 5–8
235	8-6 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
237	7-8 تــمــاريــــن Exercise
	_ 1u1l I ill
239	الفصل التاسيع تحليل التباين
237	Analysis of Variance
241	1-9 مقدمة.
243	2-9 تحليل التباين الأحادي One-Way Analysis of Variance
256	3-9 تحليل التباين الثنائي Tow-Way Analysis of Variance
268	Analysis of Covariance (ANCOVA) تحليل التغاير 4-9
281	9-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
288	6-9 تــمـــاريـــــــن
	الفصل العاشر
301	المقارنات المتعددة
	Multiple Comparisons
303	1-10 مقدمة.
303	2-10 أنواع المقارنات المتعددة
303	1- المقارنات المخطط لها

m.l. 9 11	
المحتويات	
304	أ- طريقة المقارنات المتعامدة Orthogonal
305	ب- طريقة دن Dunn وتسمى أيضاً طريقة بنفوروني Bonferroni
306	2- المقارنات غير المخطط لها
306	* طريقة شافيه Scheffe، طريقة توكي Tukey،
307	* طريقة توكي Tukey
307	* طريقة نيومان كولز Newman Kuelz
310	3-10 تــمــاريــــن
311	الفصل الحادي عشر
211	التحليل العاملي Factor Analysis
313	1-11 مقدمة
317	11-2 مفهوم التحليل العاملي
319	-11 أهمية التحليل العاملي وميادينه
320	4-11 أهداف التحليل العاملي
322	5-11 طرق التحليل العاملي
332	6-11 بعض مفاهيم التحليل العاملي
335	7-11 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل
347	8-11 تـمـاريـــن 8-11
349	الفصل الثاني عشر الاحصاءات اللامعلمية
515	NONPARAMETRIC STATISTICS
351	1-12 مقدمة Introduction
352	2-12 الطرق اللامعلمية (عينة واحدة) (Single Sample)
354	3-12 الطرق اللامعلمية (عينتين مستقلتين)
227	Nonparametric Methods (Two Independent Samples)
358	4-12 الطرق اللامعلمية (عينتين مرتبطتين)
	Nonparametric Methods (Two Related Samples)

الإحصاء التحليلي	
361	5-12 الطرق اللامعلمية (ثلاثة عينات مستقلة أو أكثر) Nonparametric Methods(3 or more Independent Samples)
365	6-12 الطرق اللامعلمية (ثلاثة عينات مرتبطة أو أكثر) Nonparametric Methods (3 or more Related Samples)
367	7-12 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
374	8-12 تــمـــاريـــــــن
379	الفصل الثالث عشر برنامج التحليل الإحصائي SPSS
381	1-13 التعرف على بيئة النظام الإحصائي SPSS
382	2-13 تشــغيل نظام SPSS.
382	3-13 شاشات نظام SPSS.
384	4-13 ملفات نظام SPSS.
385	13-5 القوائــم الرئيــسيــة لبرنامــج SPSS.
391	6-13 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
413	المــــــــــــــــــــــــــــــــــــ
415	جدول Z
416	جدول T
417	جدول F
418	جدول 2٪
	المصادر
419	 المصادر العربية
421	- المصادر الأجنبية

مُعْتَلَمِّنَ

الحمــد لله رب العالمين والصـــلاة والســـلام على ســـيدنا محمد صلى الله عليه وسلم خير الأنبياء المرسلين.

لقد أطلق على هذا العصر عصر المعلوماتية، إن هذا العصر هو عصر تكنولوجيا المعلومات، فقد أصبحت المعلومات تشكل الثورة الحقيقية التي سادت في الحياة العصرية ودخلت إلى بيوتنا وأعمالنا بشكل أو بآخر شئنا ذلك أم أبينا، لذا يجب علينا أن نساير ونواكب التقدم في شتى المجالات والميادين.

وبما أن الإحصاء علم مهم للكثير من الطلاب والباحثين فقد تم تغطية جميع فصول هذا الكتاب بتطبيق ما ورد فيها من معلومات نظرية من خلال التمارين العملية وعن طريق استخدام بربحية SPSS.

لقد راعى المؤلف أن يكون هذا الكتاب متوافقاً مع خطة منهاج الإحصاء التحليلي للبحوث التربوية" المقرر في كلية العلوم التربوية في جامعة مؤته، ومع المستوى المطلوب لمادة "الإحصاء التحليلي" و"الاحصاء المتقدم" على مستوى الجامعات الحكومية والخاصة عموما، مع الأخذ بعين الاعتبار أن يكون مناسباً لجميع من لديه حب المعرفة بعلم الإحصاء التحليلي وتطبيقاته وفوائده وبطريقة سهلة وبسيطة.

وياتي هاذا الكتاب كأحد الوسائل التي توفر لطلبة الدراسات العليا على مستوى الجامعات فرصة تمكنه من تعلم أساسيات مادة الإحصاء التحليلي". وذلك من خلال ما يحويه مان مواضيع حديدة وهامة في مفاهيم ومبادئ الإحصاء التحليلي وتطبيقاته باستخدام برجحية . SPSS.

د. نبيل جمعه النجسار

Email: nabilnajjar@yahoo.com

Mobile: 0777757837 Mobile: 0785623442 Mobile: 0798011404

الفطيل الأول

مفاهيم أساسية في الإحصاء Statistical Concepts

- 1-1 المفاهيم الإحصائية Statistical Concepts مفهوم الاحصاء، الرموز الإحصائية، المتغيرات.
- 2-1 مقاييس النزعة المركزية Measures of Central Tendency المئينات. الوسط الحسابي، الوسيط، المنوال، المئينات.
- 3-1 مقاييس التشتت Measure Dispersion or Variation المــدى، الانحــراف المتوســط، التــباين، الانحــراف المعياري، معامل الاختـلاف.
- 4-1 الارتبــاط Correlation والانحـــدار Regression أنواع الارتباط، قياس الارتباط. الانحدار ومفهـومــة، الانحدار الخطي البسيط، معادلة خـط الانحدار.
 - 1-5 استخدام برمجية spss في حل الملسائل.
 - 6-1 تماریان Exercise.

الفَصْيِلُ الْأَوْلِ

مفاهيم أساسية في الإحصاء Statistical Concepts

1-1 المفاهيم الإحصائية Statistical Concepts

مفهوم الإحصاء Definition of Statistics

بحمــوعة الطــرق العلمــية التي تعنى بجمع وتصنيف وتبويب وتفسير وتلحيص وتقييم البــيانات والخــروج مــنها باستنتاجات حول المجتمع من خلال اعتماد جزء صغير من المجتمع (العينة).

الإحصاء الوصفي Descriptive Statistics

جميع المعطيات وتحليلها ووصفها وإظهارها بصيغة مفهومة وذات مدلول والتعامل مع المعطيات الإحصائية من دون تعميم، وعرضها عن طريق الجداول والرسوم البيانية وغيرها.

الإحصاء الاستدلالي Inferential Statistics

تحليل وتفسير وتقدير واستخلاص الاستنتاجات بالاعتماد على عينة من المحتمع للتوصل إلى قرارات تخص المحتمع ويتعامل مع التعميم والتنبؤ.

المعطيات الإحصائية Statistical Data

البيانات والمعلومات الإحصائية المتعلقة بالظواهر الإدارية والاجتماعية والتربوية وتختلف المعطيات من حيث نوعها وطبيعتها باختلاف الظاهرة المطلوب قياسها وباختلاف منهجية البحث والأدوات الإحصائية المستخدمة.

البيانات Data: مشاهدات، علامات، مقادير، يعبر عنها بأرقام.

البيانات غير المبوبة Ungrouped Data: البيانات الأولية أو الأصلية التي جمعت ولم تبوب.

البيانات المبوبة Grouped Data: البيانات التي بوبت وفرغت في حدول توزيع تكراري.

المعطيات الكمية Quantitative Data

تصف الظاهرة بشكل رقمي عن ظاهرة معينة، مثل علامة الطالب وسعر السلعة.

العطيات النوعية Qualitative Data

تصف الظاهرة المعنية بشكل غير رقمي عن ظاهرة معينة، مثل الجنس، اللون.

التوزيع Distribution: محموعة مشاهدات مهما كان عددها.

المجتمع Population: محتمع بيانات أو مشاهدات أو علامات يحدد هويته الباحث.

مجتمع العينة Sample Population: المحتمع الذي تؤخذ منه العينة.

مجـــتمع الهدف Target Population: المحتمع الذي ستعمم عليه نتائج الدراسة التي أجريت على مجتمع العينة.

العينة Sample: محموعة حزئية من المحتمع.

المؤشر Index: تدل على جميع مقاييس النزعة المركزية والتشتت والعلاقة (الارتباط) سواء محسوبة لعينات أو لجتمعات.

مؤشرعينة (إحصائي) Statistic: ويستخدم للعينات، مثل الوسط الحسابي لعينة 'X'. مؤشر مجتمع (معلم) Parameter: ويستخدم للمجتمع، مثل الوسط الحسابي لمحتمع به.

لكل توزيع خصائص (توصيف) هي: مقاييس الترعة المركزية.

* الرموز الإحصائية Statistical Symbols

في الإحصاء الاستدلالي تستخدم إحصاءات العينة كتقديرات لمعالم المحتمع المناظر.

المعنى	رموز المجتمع	المعنى	رموز العينة
متوسط مجتمع.	μ_{x}	متوسط عينة	x*
تباين مجتمع.	σ^2_{x}	تباين عينة	S_{x}^{2}

S_x	انحراف معياري عينة	انحراف معياري لمحتمع. σ_{x}
$\mathbf{r}_{\mathbf{x}\mathbf{y}}$	معامل ارتباط لعينة	معامل ارتباط لمحتمع. $ ho_{xy}$
P	نسبة عينة	. نسبة المحتمع π
n	عدد مشاهدات العينة	N عدد مشاهدات المحتمع.
n	عدد الشاهدات.	Number of Scores
$\sum \mathbf{x}$	محموع المشاهدات.	Sum of x
$\mathbf{M_d}$	الوسيط.	Median
$\overline{\mathbf{X}}$	الوسط الحسابي للعينة.	Sample Mean of X's
μ	الوسط الحسابي للمجتمع.	Mu; Population Mean
X, Y	علامة خام.	Raw Score
f	التكرار.	Frequency
cf	التكرار التراكمي.	Cumulative Frequency
rel.f	التكرار النسبي.	Relative Frequency
df	درجات الحرية.	Degree Freedom
S_x	انحراف معياري عينة.	Sample Standard Deviation
S_{x}^{2}	تباين عينة.	Sample Variance
$\sigma_{\rm x}$	انحراف معياري لمحتمع.	Population Standard Deviation
σ^2_x	تباين محتمع.	Population Variance
ρ	معامل ارتباط مجتمع. cient	Population Correlation Coeffic
r	معامل ارتباط عينة.	Sample Correlation Coefficien
Z	العلامة المعيارية.	Standard Score
$\sigma_{x'}$	الخطأ المعياري للوسط.	Standard Error of Mean
D	الفرق بين البيانات. (X-Y)	Difference Score
r	معامل ارتباط بيرسون.	Pearson Correlation Coefficient
\mathbf{r}_{s}	معامل ارتباط سبيرمان. nt	Sperman Correlation Coefficien

Point-biserial Correlation Coefficient . ر بوينت بايسيريال \mathbf{r}_{pb} Regression Line Equation معادلة خط الانحدار $\mathbf{Y}=\mathbf{ax+b}$ Slope of the Regression Line ميل خط الانحدار \mathbf{b} Y-intercept of the Regression Line \mathbf{r}^2 نقطة تقاطع خط الانحدار \mathbf{a}

نقطة تقاطع خط الإتحدار. "r - I-Intercept of the Regression Line r معامل التحديد. $\overline{\mathbf{D}}$

Mean of Difference Scores (\(\sum_D/n\)). الوسط الحسابي للفروق

* المتغيرات Variables

المتغيرات Variables ما إحصائية أو عشوائية فالمتغير الإحصائي يمثل القيم التي تأخذها ظاهرة ما، والمتغير العشوائي عبارة عن ظاهرة نوعية أو كمية لا يمكن التنبؤ بما بشكل مسبق.

المستغير Variable: ظاهرة تظهر اختلافات بين قيمها، إذا اختلفت الخاصية عند أفراد بحموعة معينة كماً أو نوعاً نقول بألها هي المتغير، إذا كان الأفراد متساوين كماً أو متشاهين نوعاً بالنسبة لخاصية معينة تكون هي الثابت.

* تصنف المتغيرات حسب طبيعة المعلومات التي يؤديها القياس إلى:

1- المتغيرات الاسمية Nominal Variables

المستغيرات النوعسية التي لها عدد فئات محدد من دون أي وزن لهذه الفئات ولا يوجد أفضلية لأحدها على الآخر، وتستخدم لغايات التصنيف فقط.

مثال: متغير الجنس ويصنف فيه المحتمع إلى فئتين هما الذكور والإناث فلو رمزنا للذكور بالسرقم (1) والإنساث بالسرقم (2) فالأرقام ليس لها معنى حقيقي ولا يمكن إحراء العمليات الحسابية عليها.

مثال: إذا قسم الأفراد حسب الطول إلى طويل وقصير. مثال: أوجه قطعة النقد وهي صورة وكتابة.

2− المتغيرات الترتيبية Ordinal Variables

متغير نوعي ذو عدد محدد من الفئات يمكن ترتيبها تصاعدياً أو تنازلياً، ولا يمكن تحديد الفروق بدقة بين القيم المختلفة. مثال: كبير وسط صغير.

مثال: A أكبر من B ولكن لا نستطيع معرفة كم يكبر A عن B.

مــــثال: إذا كانـــت علامة جمال في مادة اللغة العربية أكثر من علامة فادي، وأن علامة فادي أكثر من علامة نبيل، فإننا نعرف هنا ترتيب الأفراد فقط.

3- المتغيرات الفئوية Interval Variables

المستغيرات الكمية التي يمكن إجراء العمليات الحسابية عليها وذلك دون أن تتأثر المسافة النسبية بين قيمها، ويميز هذا المتغير من خلال قيمة الصفر التي لا تعني عدم توافر تلك الصفة.

مثال: إذا حصل محمد على علامة (صفر) في اختبار اللغة الإنجليزية فهذا لا يعني أن محمد لا يعرف شيئاً في اللغة الإنجليزية.

مثال: إذا كانت درجة الحرارة تساوي (صفر) فهذا لا يعني عدم وجود درجة حرارة.

Ratio Variables المتغيرات النسبية

مــتغيرات كمية ليس لها فئات محددة وهي تشبه المتغيرات الفئوية ولكن الصفر هنا يمثل عدم توفر الصفة، ومثال له المتغيرات الزمنية.

مثال: علامات الطلاب في مساق معين، أوزان الطلاب.

الاستخدام	المقياس
تصنیف	1. – الاسمي Nominal
تصنیف + ترتیب	2. – الترتيبي
تصنيف + ترتيب + مسافة + صفر افتراضي	3. – الفئوي
تصنیف + ترتیب + مسافة + صفر مطلق	4. – النسبي

- * تصنف المتغيرات حسب وجود علاقة بين متغيرين إلى:
- 1. المستغير المستقل Independent Variable: وهو المتغير الذي يخضع لسيطرة الإحصائي أو الباحث.
- 2. المستغير التابع Dependent Variable: وهو المتغير الذي نتنبأ بقيمته من حلال معرفتنا لقيم المتغير المستقل.

مثال: إذا أراد مدرس أن يبحث عن أثر عدد ساعات الدراسة على تحصيل الطالب في مبحث معين، حدد المتغير المستقل والمتغير التابع؟

المتغير التابع: تحصيل الطالب.

المتغير المستقل: عدد ساعات الدراسة.

مثال: أثر الغياب على تحصيل الطالب.

المتغير التابع: تحصيل الطالب.

المتغير المستقل: الغياب.

2-1 مقاييس النزعة المركزية

Measures of Central Tendency

مقدمة:

لأي بــيانات إحــصائية هناك خواص تساعد على إعطاء فكرة ومدلول عن وضع هذه البيانات ومن هذه الخصائص ما يلي:

- إحصائيات النزعة المركزية وتسمى بالمتوسطات واهم هذه المتوسطات هي: الوسط الحسابي والوسيط والمنوال، ونتمكن بواسطتها من تحديد موقع النقطة التي تتمحور حولها كافة القيم، ولكل من هذه الإحصائيات مزايا وعيوب، ويمكن استخدام أي منها بناء على عدة امور منها:
 - شكل التوزيع: هل هو معتدل أم ملتو.
 - مستوى القياس: هل هو اسمي، رتبي، فتوي، نسبي.
- إحمصائيات التمشتت: ويقصد بها حالة الانتشار التي تكون عليها البيانات حول المتوسط، وأهم هذه المقاييس المدى والتباين والانحراف المعياري.

Arithmetic Mean (\overline{X}) الوسط الحسابي -1

الوسط الحسابي هو معدل المشاهدات في التوزيع. الوسط الحسابي هو مجموع قيم المشاهدات على عددها.

* الوسط الحسابي للبيانات غير المبوبة Ungrouped Data

$$\overline{X} = \underline{\Sigma}\underline{X_i}$$
 الوسط الحسابي $\overline{X} = \underline{\Sigma}\underline{X_i}$ عددها n

حيث أن:

X : رمز الوسط الحسابي للعينة ويقرأ اكس بار.

Σ : رمز المجموع ويقرأ سيحما.

: رمز المشاهدة.

n : عدد المشاهدات في العينة.

* الوسط الحسابي للبيانات المبوبة Grouped Data

$$\overline{X} = \underline{\Sigma X_i * F_i}$$

$$\Sigma F_i$$

: X : مراكز الفئات.

: Fi : التكرار.

* الدلالات الإحصائية للوسط الحسابي * Statistical Significance for Mean

- كلما ارتفعت قيمة الوسط الحسابي للعلامات دل ذلك على أداء أفضل، بشرط أن لا تكون هناك قيم متطرفة عالية أدت إلى ارتفاع الوسط الحسابي .
- كلما كانت العلامات موزعة على جانبي وسطها الحسابي بشكل متماثل ومتساو كان التوزيع معتدلاً وكاشفاً عن الفروق بين الطلاب بصورة أفضل.

* خصائص الوسط الحسابي Mean's Characteristics

- **=** يعتمد على جميع المشاهدات.
- ■سهل الفهم والتفسير، ويتم حسابه بسهولة وسرعة.
- يتأثر بالتحويلات الخطية، ولا يتأثر باختلاف العينات في المحتمع.
 - مقياس الترعة المفضل عند الحديث عن الإحصاء الاستدلالي.
 - جموع انحرافات القيم عن وسطها الحسابي يساوي صفراً.

* عيوب الوسط الحسابي Mean's Deficiencies

- لا يمكن قياسه بالطرق البيانية.
- قابليته للتأثر بعدد قليل من المشاهدات المتطرفة.
- لا يمكن حسابه في التوزيع ذي الفئات المفتوحة.

Median (Ma) الوسيط -2

المشاهدة التي تقسم التوزيع إلى نصفين بحيث يكون فوقها 50% من المشاهدات ودونما 50% من المشاهدات .

الوسيط: المشاهدة التي تقع في منتصف التوزيع. وهو المثين 50 (P50).

لحساب الوسيط:

- نعمل على ترتيب البيانات تصاعدياً أو تنازلياً.
- ■إذا كان عدد البيانات فردياً تكون المشاهدة التي ترتيبها (1+n) هي الوسيط.
- إذا كان عدد البانات زوجياً يكون معدل المشاهدتين اللتان ترتيبهما (n/2) و الدرام) و + إذا كان عدد البانات زوجياً يكون معدل المشاهدتين اللتان ترتيبهما (n/2) و الدرام) و الدرام الدرام

* الوسيط للبيانات المبوبة Grouped data

تر: التكرار التراكمي للوسيط.

ت : التكرار التراكمي الصاعد للفئة السابقة لفئة الوسيط.

ت : التكرار العادي لفئة الوسيط.

ط: طول الفئة.

$M_d = L + (\Sigma f_1/2) - f_1 * H$

حيث أن:

ا الحد الأدنى الفعلى لفئة الوسيط. H: طول الفئة. $(\Sigma \, F_i \, / 2)$: قيمة موقع الوسيط.

fl : التكرار المتجمع السابق لموقع الوسيط f2 :التكرار المتجمع اللاحق لموقع الوسيط

خصائص الوسيط Median's Characteristics

- يمكن احتسابه للجداول المفتوحة.
- ◄ يمكن احتسابه في حالة فقدان بعض القيم شرط ان يكون ترتيبها معروفاً.
 - سهولة احتسابه، يمكن إيجاده بيانياً.
 - ◄ لا يتأثر بالقيم المتطرفة، موقعه يتوسط البيانات.
 - لا يعتمد على قيم البيانات وإنما يعتمد على موقعها.
 - يتأثر بالتحويلات الخطية (الجمع والطرح والضرب والقسمة).

عيوب الوسيط Median's Deficiencies

- ■حساس للقيم الوسيطة.
- إذا كان عدد المشاهدات قليل فالوسيط قد لا يعبر بصورة واضحة صحيحة عن مركز تجمع المشاهدات.

-3 المنوال (Mode (Mo) المنوال

العلامة أو مركز الفئة أو الصفة التي تقابل أعلى تكرار في التوزيع.

القيمة الأكثر تكراراً أو الظاهرة الأكثر شيوعاً.

----- التحليل الإحصائي

* المنوال للبيانات غير المبوبة Ungrouped Data

- * ليس من الضروري وجود منوال للبيانات.
- * المنوال للبيانات المبوبة Grouped Data

1− طريقة الفروق (بيرسون):

- تحديد الفئة المنوالية: وهي الفئة التي يقابلها أكبر تكرار.
 - استخدام الصيغة التالية لحساب قيمة المنوال

$$\mathbf{M}_{o} = \mathbf{L} + \frac{\mathbf{d}_{1}}{\mathbf{d}_{1} + \mathbf{d}_{2}} * \mathbf{H}$$

H: طول الفئة.

حيث ان: 1: الحد الأدبى الفعلى للفئة المنوالية.

تكرار الفئة المنوالية - تكرار الفئة السابقة : d_1

d2 : تكرار الفئة المنوالية - تكرار الفئة اللاحقة

2- طريقة الرافعة

$$\mathbf{M}_{o} = \mathbf{L} + - - + \mathbf{H}$$
$$\mathbf{d}_{a} + \mathbf{d}_{b}$$

حيث ان: L : الحد الأدبى الفعلى للفئة المنوالية. da : تكرار الفئة اللاحقة.

d_b : تكرار الفئة السابقة.

H : طول الفئة.

خصائص المنوال Mode's Characteristics

- محدود الاستعمال ، و يتأثر كثيراً بحجم العينة.
- الإحسصائي الوحسيد الذي يمكن استعماله عندما تكون البيانات الإحصائية بمستوى القياس الاسمى.

- يمكن استعماله عندما تكون البيانات رتبيه أو فئوية أو نسبة.
- لا يعتمد على جميع قيم البيانات وإنما يعتمد على القيم المتكررة.
 - يتأثر بطول الفئة في التوزيع، ويمكن إيجاده بيانياً.
 - ■يتأثر بالتحويلات الخطية (الجمع والطرح والضرب والقسمة).
 - لا يتأثر بالقيم المتطرفة.
 - قد يكون للتوزيع أكثر من منوال.
- لا يدخل كثيراً في تحليلات إحصائية خارج نطاق وصف البيانات.
 - يمكن احتسابه للجداول المفتوحة.
 - اقل تعبيراً كمتوسط عندما تكون القيم منتشرة على مدى واسع.
 - يمكن أن يكون للبيانات أكثر من منوال واحد.

مسئال 4-11: البسيانات التالية: 5، 10، 27، 32، 18، 10، 40، 32 ليس من الضروري وجود منوال للبيانات.

■المنوال يمكن أن يحسب للمتغيرات الكمية والمتغيرات النوعية.

: Percentiles (Pi) المئينات -4

مقــياس يتم بموجبه تقسيم البيانات إلى 100 جزء متساوي وبالتالي يوجد 99 مئين. وهو قيمة معينة ضمن التوزيع تسبقها أو تليها نسبة مئوية معينة من المشاهدات الداخلة فيه.

المئين ك: المساهدة التي يقل عنها أو يساويها ك % من المشاهدات، ويرمز للمئين ك بالرمز α_{i} إن قيمة المئين α_{i} تحسب عن طريق الصيغة التالية:

$$P_i = L + \frac{[(i \sum f_i) / 100] - f_1}{f_2 - f_1} * H$$

* إيجاد المئين للبيانات غير المبوبة Ungrouped Data

تعسريف: السرتبة المئينسية لمشاهدة ما هي النسبة المئوية للتكرار التراكمي المقابل لتلك المشاهدة بالنسبة إلى مجموع التكرارات.

إيجاد رتبة المئين المطلوب = (ترتيب المئين/100) * (عدد البيانات+1)

التحليل الإحصائي

Rank
$$P_k = k(n+1)/100$$
 ($n+1$) * رتبة المئين = ك $\frac{100}{100}$

* إيجاد المئين للبيانات المبوبة Grouped Data

 $(i \sum f_i) / 100$: إيجاد موقع أي مئين يتم تحديده كالآتي

موقع المئين ثمانين P80 هو القيمة P80 موقع المئين مانين المانين P80 موقع المئين أ

تحديد التكرار الصاعد المقابل للمئين المطلوب.

تحديد فئة المئين المطلوب: وهي أول فئة تقابل تكرار صاعد يساوي أو يزيد عن التكرار الصاعد للمئين.

المئين ك= الحد الأدنىالفعلي لفئته+
$$\frac{(2/100)^* مجموع (ت $_2$ - تكرار صاعد للفئة السابقة)* ط تكرار عادي لفئة المئين$$

إن قيمة المئين i تحسب عن طريق الصيغة التالية:

$$P_i = L + \frac{[(i \sum f_i) / 100] - f_1}{f_2 - f_1} * H$$

3-1 مقاييس الـتـشــتت Measure Dispersion or Variation

تستخدم مقاييس التشتت لقياس انتشار قيم المشاهدات حول نقطة التركز وهي الوسط الحسابي، وإن المقصود بالتشتت أو الاختلاف هو التباعد الموجود بين قيم المشاهدات التابعة لمتغير ما عن وسطها الحسابي.

إذا كسان لديسنا مجموعتان من البيانات لها نفس الوسط الحسابي فمن الممكن أن تكونا مختلفتين في انتشارهما حول الوسط الحسابي.

كلما كسبرت قيم مقاييس التشتت دل ذلك على درجة كبيرة من الاختلاف بين قيم البيانات، وكلما صغرت قيم مقاييس التشتت دل ذلك على درجة قليلة من الاختلاف بين قيم البيانات.

لذلك هذه المقاييس تعطي فكرة عن مدى تجانس أو اختلاف البيانات عن مركزها ويدل ذلك على درجة انتشارها.

وهناك عدة مقاييس للتشتت وهي:

- Range (R)
 - Mean Deviation (MD) الانحراف المتوسط .2
- Variance (σ^2) .3
 - 4. الانحراف المعياري (Standard Deviation (σ)
 - 5. معامل الاختلاف (CV) معامل الاختلاف

Range (R) المدى -1

يعسرف المسدى لمجمسوعة من البيانات على انه الفرق بين اكبر قيمة واصغر قيمة لتلك المجموعة، ويرمز له بالرمز R.

* المدى للبيانات غير المبوبة Ungrouped Data

المدى = اكبر قيمة - اصغر قيمة - اصغر قيمة المدى = اكبر

* المدى للبيانات المبوبة Grouped Data

بمـــا أن اصغر قيمة واكبر قيمة مجهولة في حالة المعطيات المبوبة فان قيمة المدى التقديرية

هى:

المدى للتوزيع = مسركسز الفئة الأخيرة - مركز الفئة الأولى = الحد الأعلى للفئة الأخيرة - الحد الأدبى للفئة الأولى = الحد الأعلى الفئة الأخيرة - الحد الأدبى الفعلى للفئة الأولى

* عيوب المدى Range's Deficiencies

- يتأثر بالقيم الشاذة والمتطرفة.
- 2. لا يستخدم في حالة المعطيات المبوبة التي تتضمن فئات مفتوحة.

* مزایا المدی Range's Characteristics

- 1. سهولة الفهم.
- 2. سهولة حسابه.
- 3. كثرة استخدامه في الأوساط العامة.

Mean Deviation (MD) الانحراف المتوسط -2

الوسط الحسابي للقيمة المطلقة لانحراف تلك القيم عن وسطها الحسابي.

معدل انحراف المشاهدات في التوزيع عن وسطه الحسابي.

* الانحراف المتوسط للبيانات غير المبوبة Ungrouped Data

$$\frac{1 - m - m}{v} = \frac{1}{v}$$

 $MD = \underline{\Sigma} |\underline{x_i} - \overline{X}|$

 \mathbf{n}

حيث: M_D ، أ.م : الانحراف المتوسط.

الوسط الحسابي. \overline{X}

Xi ، س: المشاهدات.

* الانحراف المتوسط للبيانات المبوبة Grouped Data

بافتراض أن كافة القيم الواقعة ضمن الفئات هي عند مركز هذه الفئات فإن الانحراف المتوسط عبراة عن الوسط الحسابي مضروبة بتكراراتما ثم قسمة الناتج على مجموع التكرارات.

$$\mathbf{MD} = \underline{\sum \mathbf{D_i} * \mathbf{f_i}}_{\Sigma \mathbf{f_i}}$$

الفصل الأول: مفاهيم أساسية في الإحصاء

حيث

$$|x_i - \overline{x}|$$
 : قيم الانحرافات المطلقة عن الوسط الحسابي D_i : D_i : D_i : X_i : مراكز الفئات.

* عيوب الانحراف المتوسط Mean Deviation Deficiencies

- 1. نـادر الاسـتخدام بسبب كون عملية احتسابه تعتمد على القيم المطلقة والتي تهمل الإشارة.
 - 2. عدم إمكانية استخدامه مع الجداول التكرارية ذات الفئات المفتوحة.

* مزايا الانحراف المتوسط Mean Deviation Characteristics

1. في احتسابه يتم شمول كل القيم المطلوب تقدير قيمة تشتتها.

(σ^2) Variance التباين -3

هو الوسط الحسابي لمربعات انحرافات القيم Xi عن وسطها الحسابي \overline{X} . القيمة المرتفعة للتباين تعني أن الأشياء متباينة، متباعدة، متناثرة، غير متحانسة. القيمة المنخفضة للتباين تعني أن الأشياء غير متباينة، متقاربة، متحانسة.

التباين للبيانات غير المبوبة Ungrouped Data

$$\frac{2(\overline{w} - \overline{w})}{3} = \frac{2}{3}$$

$$\frac{2(--)^2}{2} = \frac{2}{2}$$

$$\sigma^{2} = \underline{\Sigma(x_{\underline{i}} - \overline{X})^{2}}$$

$$\sigma^{2} = \underline{\Sigma x_{\underline{i}}^{2} - n \overline{X}^{2}}$$

$$\sigma^{2} = \underline{\Sigma x_{\underline{i}}^{2} - [(\Sigma x)^{2}/n]}$$

$$n$$

* التباين للبيانات المبوبة Grouped Data

$$\sigma^{2} = \underline{\Sigma(x_{i} - \overline{x})^{2} * f_{i}}$$

$$\underline{\Sigma} f i$$

$$\sigma^{2} = \underline{\Sigma X_{i}^{2} * f i - n * \overline{x}^{2}}$$

$$\underline{\Sigma} f i$$

Standard Deviation (σ) الانحراف المعياري –4

الانحراف المعياري من أكثر مقاييس التشتت شيوعاً وأهمية، وهو الجذر التربيعي لمتوسط مسربعات انحسرافات القسيم عن متوسطها الحسابي، وإن الانحراف المعياري هو الجذر التربيعي للتباين.

لحساب الانحراف المعيارى:

- إيجاد المتوسط الحسابي للمشاهدات.
- إيجاد انحرافات القيم المختلفة عن المتوسط الحسابي ومن ثم تربيعها، ثم جمعها.
 - ا إيجاد متوسط مربعات انحرافات القيم عن متوسطها الحسابي.
- إيجاد الجذر التربيعي لمتوسط مربعات انحرافات القيم عن متوسطها الحسابي.

القانون الأساسي للانحراف المعياري:

$$\sigma = \sqrt{\sum (X - \overline{X})^2/n} = \sqrt{\sigma^2}$$

الانحراف المعياري = الجذر التربيعي للتباين

الشكل العملي لقانون الانحراف المعياري

تعـــتمد هذه الصيغة على القيم الأصلية، ولا يدخل المتوسط أو الانحرافات عن الوسط الحسابي في حسابها بشكل مباشر، وتكون المعادلة على الشكل التالي:

الفصل الأول: مفاهيم أساسية في الإحصاء

$$\sigma = \sqrt{\left(\frac{\Sigma x^2}{n}\right) - \left(\frac{\Sigma x}{n}\right)^2}$$

$$\sigma = \sqrt{(\Sigma x_i^2 - [(\Sigma x)^2 / n]) / n}$$

n: عدد المشاهدات.

حيث أن: X: المشاهدات.

* خصائص الانحراف المعياري - Standard Deviation Characteristics

1- يعتبر من أكثر مقاييس التشتت استخداماً وأهمية.

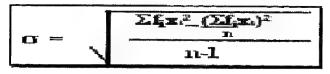
2- يتأثر بالتحويلات الخطية.

3- يعتمد في حسابه على جميع المشاهدات.

4- في التوزيعات القريبة من التوزيع الطبيعي نلاحظ أن:

- 68.27% من البيانات تقع في مدى انحراف معياري واحد عن الوسط.
 - 95.45% من البيانات تقع في مدى انحرافين معياريين عن الوسط.
- 99.73% من البيانات تقع في مدى ثلاثة انحرافات معيارية عن الوسط.

* الانحراف المعياري للبيانات المبوبة Grouped Data



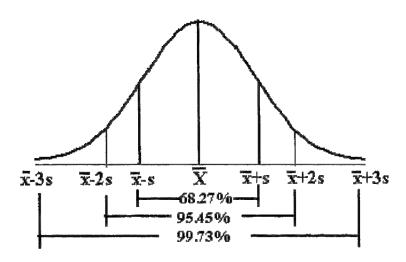
حيث:

، fi: التكرار. ، n: عدد المشاهدات.

Xi: مركز الفئة.

* تفسير الانحراف المعياري Standard Deviation Explanation

يسستخدم الانحسراف المعياري بشكل عام كأحد مقاييس التشتت، وذلك لمعرفة عدد المستخدم الانحسراف المعياري بشكل عام كأحد مقاييس التشتت، وذلك لمعرفة عدد المستفدات ونسستها والتي تقع على بعد معين من الوسط الحسابي \overline{X} حيث انه وباستخدام الصيغة التحريبية (في التوزيعات المتماثلة والطبيعية) نلاحظ أن نسب المشاهدات تكون كما هو موضح بالشكل(1).



شكل(1): الصيغة التجريبية للتوزيع المتماثل.

في الـــتوزيعات الطبيعـــية نتوقع أن 68.27% من القيم تقع على بعد انحراف معياري حــول الوسط، وأن 95.45% من القيم تقع على بعد انحرافين معياريين حول الوسط، وأن 99.73% من القيم تقع على بعد ثلاث انحرافات معيارية حول الوسط، أما في التوزيعات غير المتماثلة نتوقع الحصول على نسب مختلفة عن تلك.

ولتوضيح عملية استخدام الانحراف المعياري لتفسير عينة ما، يجب إيجاد الفترات $\overline{X}\pm s$ ، $\overline{X}\pm 2s$ ، $\overline{X}\pm 2$

5- معامل الاختلاف (Coefficient of Variation (CV

إن معامــل الاختلاف يفضل عن الانحراف المعياري وغيره من مقاييس التشتت لمقارنة تشتت البيانات بين عدة مجموعات من البيانات.

إن معامل الاختلاف يعطي نسبة الانحراف المعياري إلى الوسط الحسابي، وبما أن معامل الاختلاف هـو مقياس لقياس التغير النسبي على شكل نسبة مئوية، لذلك معامل التغير يمكن الستخدامه لمقارنة التشتت داخل عدة مجموعات من البيانات حتى وان كانت وحدات القياس لهذه المجموعات مختلفة.

ويحسب من خلال المقارنة بين الوسط الحسابي والانحراف المعياري للبيانات حسب:

$$CV = \frac{Sx}{\overline{X}} * 100\% \qquad \text{or} \qquad CV = \frac{\sigma}{\mu} * 100\%$$

معامل الاختلاف = (الانحراف المعياري/الوسط الحسابي)* 100% كلما كان معامل التغير كبير يعني ذلك وجود تباين واختلاف بين المشاهدات.

4-1 الارتباط Correlation والانحدار 4-1

إن نظرية الارتباط تظهر قوة العلاقة بين متغيرين مع إمكانية تحديد نوع وقوة العلاقة بين الظواهـر، كالعلاقـة بين مستوى التعليم والأداء، والعلاقة بين معدل الثانوية العامة ومعدل الجامعة، والعلاقة بين المستوى الاقتصادي والتحصيل.

إن الهدف من تحليل الارتباط Correlation هو معرفة وجود علاقة بين متغيرين أو X_i Variable عمروعة من المتغيرات المستقلة Independent Variables) مع المتغير التابع Y_i) Dependent (Y_i) Dependent من عدم وجودها، وهناك عدة مقاييس لتحديد درجة العلاقة والارتباط بين المتغيرات.

الارتباط Correlation: علاقة بين متغيرين لمعرفة ما إذا كان تغير أحدهما مرتبطاً بتغير الآخر.

- أنواع الارتباط Types of Correlation
- * من حيث الـقــوة Based on Strength
- 1. ارتباط تام Complete Correlation: يتحدد متغير كلياً عن طريق متغير آخر. مثال) العلاقة بين مساحة الدائرة و نصف قطرها.
 - ارتباط غير تام Partial Correlation: يتأثر متغير معين بمتغير آخر.
 مثال) حجم الإنفاق و دخل الأسرة.

* من حيث عدد المتغيرات Based on Number of Variables

1. ارتباط بسيط Simple Correlation :r ارتباط بين متغيرين كميين فقط. مثال) العلاقة بين عمر الأب وعمر الطالب.

2. ارتــباط متعدد Multiple Correlation :R يدرس العلاقة بين أكثر من متغيرين، X_i تكون العلاقة بين المتغير التابع وعدة متغيرات مستقلة X_i

مثال) العلاقة بين حجم المبيعات وعدد الأسواق وعدد السكان.

* قياس الارتباط Measures of Correlation

أ- معامل ارتباط بيرسون الخطي Person Linear Correlation Coefficient معامل ارتباط بيرسون يقيس قوة واتجاه العلاقة الخطية فقط بين متغيرين كميين.

ب- معامل ارتباط سبيرمان للرتب Spearman Correlation Coefficient

يــستخدم معامــل ارتباط سبيرمان ومعامل كندال تاو لقياس قوة الارتباط بين متغيرين rdinal ترتيبيين

Regression Concept الانحدار ومفهومة

في دراسة العلاقة بين ظاهرتين أو أكثر إذا كان الهدف تحديد نوع وقوة العلاقة فإننا ندرس الارتباط Correlation، أما إذا كان الهدف دراسة العلاقة من خلال التمثيل البياني بأفضل علاقة اقتران ممكنة بالشكل (Yi = f(x) فإننا ندرس الانحدار Regression ويسمى المستقيم أو المستحين الذي يمثل هذه الاقتران بمستقيم أو منحني الانحدار، وهو من الأساليب الإحصائية المستخدمة لتحديد التأثيرات بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع عن طريق معادلة الانحسدار للتنبؤ بقيمة المتغير التابع بدلالة المتغيرات المستقلة، فإذا كان عدد المتغيرات المستقلة واحد فيسمى انحدار خطي بسيط Simple Linear Regression، أما إذا كان عدد المتغيرات المستقلة أكثر من واحد فيسمى انحدار متعدد متعدد متعدد المتغيرات المستقلة أكثر من واحد فيسمى انحدار متعدد متعدد المتعدد المتعيرات المستقلة أكثر من واحد فيسمى انحدار متعدد متعدد المتعدد ا

الانحدار Regression:

للانحدار عدة تعريفات منها:

- ■الميل أو الانحدار نحو الوسط.
- اليجاد النموذج الذي يمثل العلاقة السببية بين متغيرين أو أكثر.

- ■يستخدم للتنبؤ بقيمة متغير عن طريق معرفة متغير آخر مرتبط به، مثل التنبؤ بالأرباح إذا عرفت المبيعات.
- العلاقـــة بين المتغيرات من خلال بناء معادلة تستخدم للتقدير والتنبؤ بقيمة المتغير التابع Y بدلالة متغير أو متغيرات مستقلة Xi ، مثل العلاقة بين الدخل والطلب.
- الانحــدار الخطي Linear Regression: تكون معادلة التقدير عند عرضها بيانياً على شكل خط مستقيم.

التنبؤ:

تقدير بيانات غير معروفة مبنية على بيانات معروفة وذات صلة بالظاهرة. الانحدار يفترض وجود علاقة خطية قوية.

:Regression Analysis تحليل الانحدار

الأساليب التي تستخدم في تقدير قيمة متغير عند معرفة قيم متغير آخر.

تحليل الانحدار الخطي الثنائي Bivariate Linear Regression: يستحدم لتمثيل العلاقة على شكل معادلة خطية للتنبؤ بقيمة متغير من خلال قيم متغير آخر، ويكون المتغير الأول كمياً ويسمى المتنبيء ويكون المتغير الثاني كمياً ويسمى المتنبيء ويكون المتغير الثاني كمياً ويسمى المتنبيء

* أهداف تحليل الانحدار Regression Analysis Objectives

- X_i المستقلة بين المتغير التابع Y والمتغيرات المستقلة المستقلة . 1
- X_i التنبؤ بقيمة المتغير التابع Y عن طريق المتغيرات المستقلة X_i
 - 3. الاستنتاج حول المحتمع من خلال المعادلة التقديرية.
- 4. اختبار الفروق بين خط الانحدار التقديري وخط الانحدار الحقيقي.

* الانحدار الخطى البسيط Simple Linear Regression

هــو الــبحث في العلاقة بين متغيرين فقط وهما المتغير التابع Y والمتغير المستقل X، وإن معادلة الانحدار في المجتمع هي:

$Y_i = \alpha + \beta X_i + \epsilon_i$

Y: المتغير التابع. X: المتغير المستقل. α: معامل ثابت. β: ميل الانحدار.

Disturbance term error الأشياء الأخرى التي تسبب الخطأ ϵ_i

المستغير المستقل Independent Variable: المتغير الذي يستخدم في تقدير قيم المتغير الآخر (السبب).

المتغير التابع Dependent Variable: المتغير الذي نقدره (الأثر).

التسباين Variance: وحسود فروق بين المشاهدات، مسافات، إذا كانت كبيرة يكون التباين كبير، وإذا كانت صغيرة يكون التباين صغير، وإذا انعدمت انعدم التباين.

إذا اعتمدت معادلة الانحدار على بيانات العينة نستعيض عن α بالرمز β وعن β بالرمز δ وتصبح δ

$$\hat{y}_i = a + bX_i + e_i$$

معادلة الانحدار في العينة هي:

 $e = (Y - \overline{Y})$

 $\hat{\mathbf{y}} = \mathbf{a} + \mathbf{b}\mathbf{X}_{i}$

Y: المتغير التابع. X: المتغير المستقل. a: ثابت. b: معامل انحدار.

إن خط الانحدار يمر من خلال نقطة الوسط $(\overline{\mathbf{X}},\overline{\mathbf{Y}})$ ، لذلك فإن مجموعة الأخطاء دائماً $\Sigma \mathbf{e}_{\mathrm{i}}=0$

* معادلة خط الانحدار Regression Equation

1- المعادلة التقديرية للانحدار الخطي البسيط Equation Estimation

$$Y_i = E(Y_i) + \varepsilon_i$$
$$Y_i = a + bX_i + e_i$$

ei : الخطأ العشوائي.

Least Squares Method طريقة المربعات الصغرى

حستى نقدر ميل خط الانحدار غير المعلوم بواسطة طريقة المربعات الصغرى والتي تعتمد على تقليل مجموع مربعات انحرافات القيم الحقيقية y_i عن القيم التقديرية \hat{y}_i حيث (b) تمثل الميل

وهو نسبة تغير قيمة المتغير التابع y إلى وحدة واحدة من المتغير المستقل x وان a تمثل معامل الستقاطع والذي يعني مقدار قيمة y عندما تكون قيمة المتغير المستقل x = صفراً. وذلك بإتباع الخطوات التالية:

$$eta, \, lpha, \, E(y)$$
 معادلة خط الميل التقديري $\hat{y} = a + bX$ حيث $\hat{y} = a + bX$ هي تقدير و \hat{y}_i وهي \hat{y}_i عن القيمة التقديرية \hat{y}_i يكون بمقدار \hat{y}_i وهي \hat{y}_i عن القيمة التقديرية \hat{y}_i عن القيمة التقديرية \hat{y}_i عن القيمة \hat{y}_i عن القيمة التقديرية \hat{y}_i عن التقديرية \hat{y}_i عن القيمة التقديرية \hat{y}_i عن التقدير ال

x, y إذا علمنا بقيمة معامل الانحدار b إذا علمنا بقيمة معامل الارتباط البسيط بين كالتالى:

$$b = \underline{S}_{y} * r_{xy}$$

$$S_{x}$$

$$r_{xy} = \underline{S}_{xy}$$

$$S_{x}S_{y}$$

بتعویض قیم a, b نحصل علی خط الانحدار التقدیری کتقدیر لخط انحدار المحتمع $E(Y) = \alpha + \beta X$

أ- معادلة خط انحدار ص على س هي:

= 1 + y التنبؤ بقيمة = 1 + y

اً = ق _ پقر

التحليل الإحصائي

ب- معادلة خط انحدار س على ص هى:

أ = س ـب حت

- * خواص مقدرات طريقة المربعات الصغرى
- حاصية عدم التحيز. حاصية أقل تباين ممكن.
- **Multiple Linear Regression**

* الانحدار الخطى المتعدد

الانحدار المتعدد (متغيرين مستقلين) Two Independent Variables

تحليل الانحدار ملائم لمعرفة كم من التباين يستطيع المتغيران معاً أن يفسرانه من التباين في المتغير التابع.

بمعرفة تباين المقدار الذي يشرحه المتغير الأول، ومعرفة تباين المقدار الذي يشرحه المتغير الثاني، نستطيع أن نكشف عن الأهمية النسبية لكلا المتغيرين.

الافتراضات للانحدار المتعدد

- 1. أن المتغيرات المستقلة مستقلة (معامل الارتباط بينها 0).
- 2. أن المتغيرات الداخلة على يمين إشارة=في المعادلة يمكن أن يكون بينها ترابطات المتغيرات المستقلة (متنبئات) Predictors المتغيرات المستقلة (متنبئات)
 - * معادلة الانحدار الخطى المتعدد

$$\mathbf{\hat{y}} = \mathbf{a} + \mathbf{b}_1 \mathbf{x}_1 + \mathbf{b}_2 \mathbf{x}_2$$

a : المقطع الصادي وهو بعد النقطة التي يقطع عندها خط الانحدار.

نعير y الذي يقابل تغير x_1 (وزن الانحدار)، تعني التغير في y الذي يقابل تغير x_1 وحدة واحدة مع بقاء الأشياء الأخرى ثابتة.

b2: معامل الانحدار للمتغير الثاني x2، تعني التغير في y الذي يقابل تغير x2 وحدة واحدة مع بقاء الأشياء الأخرى ثابتة.

اختيار الأساليب الإحصائية الوصفية المستخدمة لمتغير واحد:

	س المناسبة	أساليب القياه		ا، عالية
أخرى	المقاييس النسبية	تشتت	نزعه مركزية	نوع المتغير
	التكرار النسبي (% للتكرارات)	التكرار النسبي للقيمة المتوالية	المنوال	اسمي Nominal
	التكرار النسبي	نصف المدى الربيعي	الوسيط	رټي Ordenal
معاملات الالتواء والتفرطح.	التكرار النسبي مثل النسبة، الميئني الارباعيات	المدى المطلق. التباين الانحراف المعياري	المتوسط للتوزيع الاعتدالي. الوسط والمتوسط للتوزيع ملتو	فئوي أو نسبي Interval Or Ratio

1-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

مثال 1-1)

اذا كانت الاستبانة التالية هي عبارة عن استجابة (10) طلاب على سؤال بتدريج ليكرت الخماسي وهو (ان التعليم العالي في الاردن في تطور مستمر)، وعلامات الطلاب بمادتي الاحصاء والقياس، كما تحتوي بعض المعلومات عن الطلبة المستجيبين لهذه الاستبانة.

٥رقم الطا	لب:لب			
الجنس	◊ ذكر	🔷 انثى		
المستوى	◊ او لي	◊ ثانية	🔷 ثالثة	♦ رابع

ستمر)	ن في تطور مــ فقة	لي في الارد درجة الموا	لتعليم العا	רוט ו	علامة	علامة	. 11	الجنس	ă (ı
معارض بشدة	معارض	محايد	موافق	موافق بشدة	القياس	الأحصاء	المستوى	الجنس	الرقم
			_		90	65	1	1	-1
			-		85	70	3	2	-2
			_		83	75	2	1	-3
					95	80	4	1	-4
					90	60	3	2	-5
_					70	90	2	1	-6
		_			75	80	3	1	-7
				_	60	65	2	2	-8
	_				80	80	2	2	-9
					50	55	1	1	-10

اجب عن الاسئلة التالية:

- 1- اعمل على ترميز المتغيرات الواردة بالسؤال اعلاه.
 - 2- ادخل البيانات الى البرنامج.
 - 3- احسب مقاييس الترعة المركزية.
 - 4- احسب مقاييس التشتت.
 - 5- ما نسبة الذكور والإناث في عينة الدراسة؟
 - 6- ما عدد أفراد العينة في كل مستوى؟
- α -0.05). حد معامل الارتباط بين الجنس والمستوى وهل هو دال على مستوى (α
- 8- جــد معامــل الارتــباط بــين علامة الاحصاء وعلامة القياس وهل هو دال على مستوى (α =0.05).
- 9- هـــل هناك علاقة بين مستوى الطالب ودرجة موافقته وهل هو دال على مستوى (α =0.05) ولصالح من؟

10- اعمل على حفظ الملف تحت اسم Q1

الحل:

1- اعمل على توميز المتغيرات الواردة بالسؤال اعلاه.

عملية تحويل إجابات كل سؤال إلى أرقام أو حروف يسهل إدخالها إلى الحاسوب.

- مستغير الجسنس Sex وهسو (ذكر، أنثى)، حيث يعطى الرقم 1 للذكور والرقم 2 للإناث.

- المستوى الدراسي:

٥ سنة اولى. 1 سنة ثانية. 2

سنة ثالثة.
 3 سنة رابعة.

- أسئلة الاستبانة مصممة على أساس مقياس "ليكرت" الخماسي كما يلي:

٥ موافق بشدة.

٥ موافق.

0 محايد.

٥ معارض. ٥

٥ معارض بشدة. 1

SPSS برنامج العمل جدول ترميز للمتغيرات الواردة في مثال 1-1 ، بواسطة استخدام برنامج $\frac{1}{2}$ يتم كما يلى:

* تشغیل نظام SPSS

Start – Programs – SPSS for Windows – SPSS10.0for Windows –

Type in data – C

Type in data — Ok

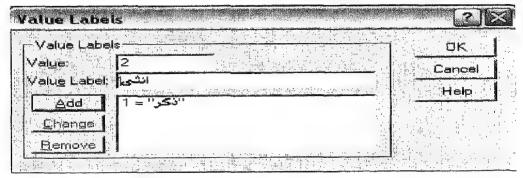
تظهر لديك الشاشة المبينة أدناه:

		D C A LILLA		PARE E		
haddanad Marie (1944-1944, 1944-1944)	var ·	var	var	Var	var	'V's
1	V					
2				The state of the same of the s	The second of the second secon	A APPRILATION AND THE PARTY AND ADDRESS OF
3						age commission of the contract
4		,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,		ate of the section of the section is a section of the section of t	tida and a distribution of the state of the	Amenderlifensustrat rus a sud
. 5	ende des anticos minimus anticos estado en con en en en entre en en en entre en en en entre en en en entre en	ting a considerate deficie amounts, more followers than high restore any an advant of the	ACCORDING TO THE CONTRACT OF T	or the communication of the grown and a state of the company and the communication of the com	ng gay, an mang a	rare russ — sid immerirem st.
6	Met van Augus, ke et brûk de halveled bibbrûk et theod die "e e en ver om e	nde des plantinglyks de killingstrynggrynggryn dettirense position kalanyarran er 3,7 pers prijer	**************************************	***************************************	many performance on the office access to a constance of the constance of t	
7	namen or the Committee of the feet of the Affirmation committee.		Control of the Contro	and the state of t	at time . He brown a belle task as a morter pape with decision of the season of the best decision of the season of	
el -	Bel Mar Haller and Street Control of the Control of		THE MOREGLE LAND TO COMPANIENCE OF SECURE	AND AND ADDRESS OF THE STREET, SALES	of the state of th	and all allegations of
9	ihal de lé daas sadisa bina süühtikidan sin hélé er sen veré araanareres s _{el}	THE REPORT OF THE PARTY OF THE	TY NA MATERIAL CALLEGA CALLEGA CONTRACTOR CONTRACTOR OF THE CALLEGA CONTRACTOR CONTRACTO		AND MANAGEMENT OF THE STATE ASSESSMENT OF THE PROPERTY.	
10	**** * ** **** *** *** *****			10 E 1 - 1 - 1 - 1 - 1 - 1 - 1 - 1 - 1 - 1		

الخطوات المتبعه لتعريف المتغيرات: لنفرض أننا نريد تعريف المتغيرات الواردة في مثال 1-1 انقر على Variable View الموجودة على شريط الحالة فتظهر الشاشة أدناه:

u I La Serva Res Em Cata	Pari (Kariba) Ngalasi Arak	n teals		po teks					
		di ad				and the second s	and the state of t	ni-producto-large-safeta-safeta-safe-safe-safe-safe-safe-safe-safe-saf	illininggi i a y i tagail an sgi illine corre de
Harre	Tripe	Width	Decayan	Label	· Values	Prinsing	Cakwann	A Page	Partial Real
				,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,					
			12)		
-			- Participant		. 9		*		
9				• • • • •	· · · · ·		1		

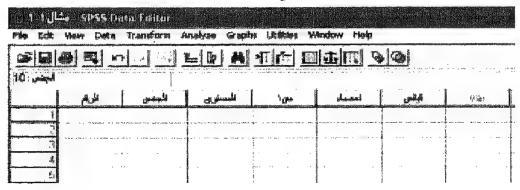
نعبيء الحانات أعلاه وهي Measure ، ... ، Type ، Name بالشكل التالي:
مثلا لادخال متغير الجنس نعبيء الحانات أعلاه وهي Name اسم المتغير ونكتب الجنس،
ثم نوع المتغير Type ونختار Numeric أي رقمي، ... ، وعند وصولنا إلى خانة Valuesوهي القيم المحتملة للمتغير نعباها بالشكل التالي:



وبعد الانتهاء من تعريف المتغيرات تظهر الشاشة كما هو مبين أدناه:

A de constitución de constitución de constitución de la constitución d	dutations		Andrew When Ship					
GE GI (M) POI	laj j		PA -LIT: [3]4 Decimbe Label		Mostra	Caleman		Magazire
Antoniorise Constitution (All Section 1997)	Palmers	di		Name	l'Agre		Carter	Scale
البعم 2 ادادات	- Namentaic	3	O	11. 44.	Notes	8	Carle	Herrisal
السنيوال	Number.	#	O	إسلة الزابي . []	Nane	3	Carles	Droinal
11	Manageric	1	p	إمعاركين بشدخ إ	Mars	3	Caraga	Circlereal
انساز گ	Pluminic	Atom to treate of	2	Nana	Nesia	a	Cartier	Seida
44,13	Manteric	1000-7016 v. marineris 1000 v.	frant appearant communication of the age between twenty	Nare	Hane	9	Carler	Scale

انقر على Data View الموجودة على شريط الحالة فتظهر الشاشة أدناه:



2- ادخل البيانات الى البرنامج.

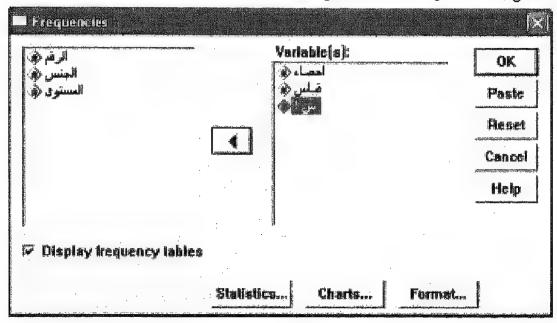
Input Data إدخال البيانات

	الزائم	الجنس	المستوى	کین ا	العهناو	فداس
[12] * 4 \ (1)	1	1	1	4	65	90
2. 52	2	2	3	4	70	85
€ : 3	3	1	2	4	75	83
4	4	1	4	5	80	95
5	5	2	3	3	60	90
6	6	1	2	1	90	70
16. Tal. 7	7	1	3	3	80	75
1	8	2	· 2	5	65	60
9	9	2	2	2	80	80
10	10	1	1	1	55	50

بعد الانتهاء من ادخال البيانات.

3- احسب مقاييس الترعة المركزية.

لعمل إحصاءات وصفية...Analyze - Descriptive Statistics - Frequencies



نعمــل علـــى وضع المتغيرات احصاء، قياس، س1 في قائمة :(Variable(s ثم نضغط زر Statistics فتظهر الشاشة أدناه:

Percentile Values	and a company was say in factor of the		Central 1	Tendency	1001	Continue
T Quartiles		Agrando metera da Agrando metera da Agrando metera da Agrando metera da Agrando de Agran	₽ Mear		and a second	Cancel
Cut points for 118	equal grou	ps .	F Medi	an	and the same of th	Help
T Percentile(s):	26	in the second se	₩ Mode		The state of the s	
Add		The state of the s	₽ Sum	The state of the s	And the state of t	
The Part I shall be a second of the part I shall be a second o	Cale, ministration of the cale	and the state of t	Values	are group	mild	points
Dispersion Std. deviation	Minimum	A CONTRACTOR OF THE CONTRACTOR	Distribut	1, 4	Secretary of the second	
T Variance	Maximum	And the second s	l' Kurte			

نحدد مقاييس الترعة المركزية Central Tendency ثم نضغط زر

نضغط زر Charts فتظهر الشاشة أدناه:

Chart Type	Continue
C None	Cancel
C Bar charts	yearson and a resident point of the second o
C Ple charts	Help
← Histograms	
₩ With normal curve	
- with the state of the state o	
Charl Values	indo antiminativa processor and the second s

نحدد Histograms ونحدد With normal curve ثم نضغط زر Histograms ثم نضغط زر ok فتظهر شاشة المحرجات أدناه:

Statistics

		لحصياء	فباس	اس ۱
N	Valid	10	10	10
	Missing	۵	0	0
Mean		72.00	77.80	3.20
Median		72.50	81.50	3.50
Mode		80	90	4
Sum.		720	778	.32

Frequency Table

اختسياء

		Frequency	Percent	Valid Percent	Curnul <i>a</i> tive Percent
Valid	55	1	10,0	10.0	10.0
	60	1	10.0	10,0	20.0
	65	2	20.0	20,0	40.0
Į.	70	1	10.0	10.0	50.0
	75	1	10.0	10.0	60.0
	80	3	30.0	30,0	90.0
I	80	1 1	10.0	10.0	100.0
	Total	10	100.0	100.0	

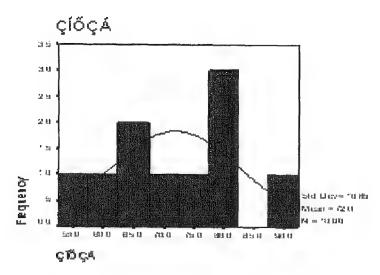
قيساس

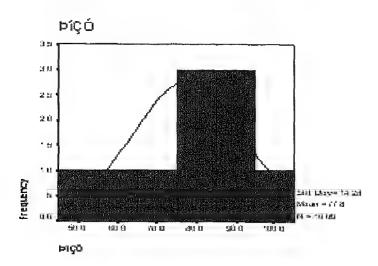
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	60	1	10.0	10.0	10.0
	50	1	10.0	10,0	20.0
	70	1 1	10.0	10.0	30.0
	75	1	10.0	10.0	40.0
	80	1 1	10.0	10.0	50.0
	83	1	10.0	10.0	60.0
	85	1	10.0	10.0	70.0
	80	2	20.0	20.0	90.0
	9 5	1 1	10.0	10.0	100.0
	Total	. 10.	100.0	100.0	

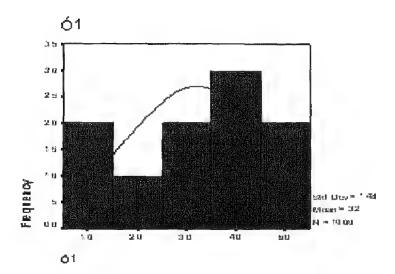
سور ا

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	معارضوت د	2	20.0	20.0	20.0
1	معارشون	1]	10.0	10.0	30.0
	محايدة	2	20.0	20.0	50. 0
l	موا فــ ق	3	30.0	30.0	80.0
	موافقېشىيىد ت	2	20.0	20.0	100.0
L	Total	10	100.0	100.0	

الرسوم البيانية للمتغيرات







4- احسب مقاييس التشتت.

لعمل إحصاءات وصفية... Analyze – Descriptive Statistics – Frequencies من نضغط نصعاءات وصفية ... Variable(s): نعمـــل علــــى وضع المتغيرات احصاء، قياس، س1 في قائمة :OK من Continue ثم نضغط زر Statistics ونحدد مقاييس التشتت Dispersion ثم نضغط زر statistics

		الحصياء	البسلس	اس
N	Vald	10	10	10
	Missing	0	0	0
Std. Error of M	ea n	3,432	4.516	. 467
Stici. De viation		10.853	14.281	1.476
Variance		117.778	203.956	2.178
Raige		35	45	4
Min in ren		55	50	1
Maxim um		90	95	5

احتساء

		Fiequeicy	Percent	Valti Pe Kent	Cum i lathe Percent
Valti	55	1	10.0	10.0	10.0
	60	1 1	10.0	10.0	20.0
1	65	2	20.0	20.0	40.0
	70	1	10.0	10.0	50.0
Ì	75] 1]	10.0	10.0	60.0
ļ	80	3	30 D	30,0	90.0
l	90	1 1	10.0	10.0	100.0
	Total	10	100,0	100.0	

قياس

		Figure 107	Percent	Valti Percent	Cumu lathe Persent
หลเย	50	1	10.0	10.0	10.0
	60	1	10.0	10.0	20.0
{	70	1 1	10.0	10.0	30.0
ĺ	75	1 1	10.0	10.0	40.0
}	80	1	10.0	10.0	50.0
}	83	1	10.0	10.0	60.0
	85	1 1	10.0	10.0	70.0
į	90	2	20.0	20.0	90.0
	95	1 1	10.0	10.0	100.0
	Total	10	100.0	100.0	

ហែ

		Frequency	Penelt	Walki Percent	Cum a la filie Percent
Valu	معار منبث سات	2	20.0	20.0	20.0
İ	هدلومتن	1	10.0	10.0	30.0
	منداريد	2	20.0	20.0	50.0
1	موافق <u>ة</u>	3	30.0	30.0	80.0
1	دوا أفنت	2	20.0	20.0	100.0
1	Total	10	100.0	100.0	

5- ما نسبة الذكور والإناث في عينة الدراسة؟

الجنسن

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	انکر	6	60.0	60.0	60.0
	انسئى	4	40.0	40.0	100.0
	Total	10	100.0	100.0	

6 - ما عدد أفراد العينة في كل مستوى؟

Analyze – Descriptive Statistics – Frequencies... لعمل إحصاءات وصفية... OK من Variable(s): في قائمة المستوى في تعمل على وضع المتغير (المستوى) في قائمة

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	سخفاولي	2	20.0	20.0	20.0
	ســـنةنانبة	4	40.0	40.0	60.0
	ســـنهالته	3	30.0	30.0	90.0
	ا ســــــــــــــــــــــــــــــــــــ	1	10.0	10.0	100.0
	Total	10	100.0	100.0	

α -0.05). معامل الارتباط بين الجنس والمستوى وهل هو دال على مستوى (α

لعمل إحصاءات وصفية...Analyze - Descriptive Statistics - Crosstabs

ind Crossialis	Standard St. Brauer, and Armer Section	
المراقب المرا	FIRM [18] 1: Step and the step	CIRC PARTE
	Columnia):	The second secon
	The Assess of American America	stammanenthorographic states of the states o
	State Control of the	of a constraint of disease and the constraint of
t" Dinplay afresiered four	结构 湖 P\$秋	
l'Eupprens sables		
	Satulus Crib	F up to the top A a so on

ثم نضغط ثم OK

Crosstabs

Cása Procesiley Sláblady

	Cales					
	Välis		Mheirige		Total	
	P4	PBIZBIII	맛넻	Panare arit	14	Patricelar
الأساس الأساسيزي	10	1000%	Q:	096	10	18000% **********************************

Agreement in a promoted the state of the sta

COUNT		24-1-24-10-10-10-10-10-10-10-10-10-10-10-10-10-	1244					
		مبانك اليربأون	سجانان ثقاريدان	सन्दर्भ कांग्य	يسداة وإلهنداذ	Tribi		
Phys. samp	Tra I	3	2	1	Consideration and other transfer control of the con	á		
	coe ^{36#}		jr j	ji.		4		
TOTAL		3		70	1	161		

Symmetric Menutries

The state of the s	mentere cu antinomi mente interna mente con	ক্ষ ্ট্রন্	Ausran, Sig
heuremal by	Filai	.59	9 393
hangagag	Ciramonto V	.55	3 393
Motivand Cases		10	

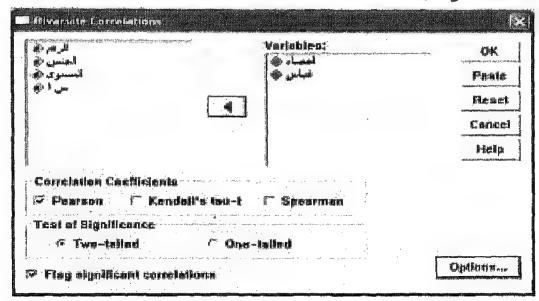
- o, bout as surning the pull hypothesis
- Using the asymptotic standard error assuring the nut avoidness.

معامل الارتباط فاي بين الجنس والمستوى = 0.553 وهو غير دال احصائياً لأن $\mathrm{Sig}=0.383$ وهو غير دال احصائياً لأن $\mathrm{Sig}=0.383$

8 جــد معامــل الارتــباط بــين علامــة الاحصاء وعلامة القياس وهل هو دال على مستوى ($\alpha=0.05$).

Analyze - Correlate - Bivariate...

لحساب معامل الارتباط



ثم نضغط ثم OK

→ Correlations

Descriptive Statistics

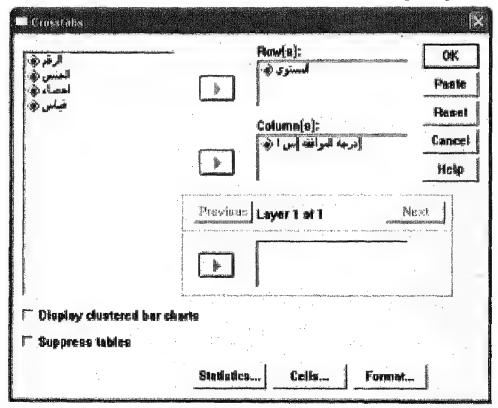
	Mean	Std. Deviation	N
لتنصناء	72.00	10.853	10
فياس	77.80	14.281	10

Correlations

		لحصينا و	فيلس
احصياه	Pearson Correlation	1	.257
	Sig. (2-tailed)		.473
l	N	10	10
فباس	Pearson Correlation	.257	1
	8ig. (2-tailed)	.473	
	Ν	10	10

معامل الارتباط بيرسون بين الاحصاء والقياس = 0.257 وهو غير دال احصائياً لأن Sig=0.473 وهي اكبر من مستوى الدلالة (α=0.05) 9 مسل هسناك علاقسة بين مستوى الطالب ودرجة موافقته وهل هو دال على مستوى $\alpha=0.05$) ولصالح من؟

لعمل معامل ارتباط ... Analyze - Descriptive Statistics - Crosstabs ... لعمل معامل ارتباط



نضغط زر ... Statistics

Chi-square	Correlations	Continue
Nominal	Ordinal	Cancel
Contingency coefficient	F Gamma	
l Phi and Cramér's V	C Somers'd	Help
l ^m Lambda	☐ Kendali's tau-b	
T Uncertainty coefficient	l' Kendall's tau-c	
Nominal by Interval	ГКарра	
Eta .	F Risk	•
The second secon	McNemar	
Test common odds ratio equ		

Crosstabs

Case Processing Summary

		, vario (1), va - va (1), va -	ំព ន	iefi	Carrier Inches All A			
	Va	lid	Miss	iliza	Total			
	N	Parcent	N	Percent	N	Percent		
المنبئ " ترجة النواقة	10	100.0%	0	.0%	10	100,0%		

osstabulation نابعتون * برعة تنوك

30		4 . 4
Co	11	642
+ Ri I	•	186

				نى يده الجرابية			
		محال بشري بشقة	معارض	يحارن	الم القوا	ingh 'Ag ba	Tolal
للبينوي	سنة الراس خيفة فافية خيفة علية	1			1		2
	Apillo Aine	1	73		10	1	4
				7	1		3
	سلةراليسة					1	1
Total		1	1	2	3	2	10

Symmetric Measures

	Value	Asymp Sld. Emar	Друргов. Т ^в	Approx. Sig.
Ordinal by Ordinal Gamma	.400	303	1.222	.222
N of Valid Cases	10	mention - conservation and flatterings of		

a. Not assuming the null hypothesis.

Correlations

			المســــــــــــــــــــــــــــــــــــ	ىرجةلفوافقــــــة
Spearman's rho	أفمســــــــــــــــــــــــــــــــــــ	Correlation Coefficient	1.000	.361
ĺ		Sig. (2-tailed)		.308
ļ		N	10	10
Į.	:رجةالموافقــــــة	Correlation Coefficient	.361	1.000
i		Sig. (2-tailed)	.306	.
		N	10	10

معامل الارتباط جاما بين مستوى الطالب و درجة الموافقه = 0.400 وهو غير دال احصائياً لأن Sig=0.222 وهي اكبر من مستوى الدلالة ($\alpha=0.05$) معامل الارتباط سبيرمان بين مستوى الطالب و درجة الموافقه = 0.361 وهو غير دال احصائياً لأن Sig=0.306 وهي اكبر من مستوى الدلالة ($\alpha=0.05$)

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

1-1 اعمل على حفظ الملف تحت اسم مثال 1-1

File -- Save As... خفظ الملف من قائمة

: Save Data	As in the second of the second	?🗙
Save in: 🔘	🛨 💠 🔻 كتاب الاحصاء التحليلي	
الأول-٢٠٠٩ (الله الله الله الله الله الله الله ال	استخدام الخاسوب-الفصل	
·	Keeping 6 of 6 variables.	Variables
File name:	1-1رائه	Save
Save as type:	1-1 Jlzo.sav	Paste
	✓ Write variable names to spreadsheet	Cancel

ثم نضغط زر Save

مثال 1-2:

في اختـبار لمـادة الحاسوب الذي يتكون من (15) سؤال من نوع الاختيار من متعدد والذي اجاب عليه (20) طالب، والمطلوب منك تحليل هذا الاختبار والتعليق على نتائجه؟

4- مهني	3-معلوماتية	مي 2–أدبي	التخصص: 1-عل	رقم الطالب:
•		_ 2-أنثى	الجنــس: 1-ذكر	
•	والشبكات	راسل البيانات	المستوى الثالث: ت	المادة: الحاسوب.

HOURT-A-WARM MAINTHING ROLL	onte	DOX	Spoc	q1	q 2	qЭ	q4	q5	48	q7	of)	q9	giO	qii	q12	g13	o14	q15
	1	1	3	1	1	Ö	Ü	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2	2	1	3	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	7	1	3	1	1	0	O	1	1	1	4	1	1	1	1	1	1	1
4	4	1	3	Transfer ex	1	0	0	4	1	1	Ĩ	1	1	1	1	1	1	4
<u> </u>	5	1	Terrir or victoria ordi	1	1	Ø	D	1	1	1	Ĵ	1	1	1	0	1	1	1
6	8	1	1	1	1	0	1	1	0	1	1	1	1	1	O	1	1	1
7	7	. 1	1	I	ä	0	D	1		1	7	1	Ø	\$1 21 -21 -2 - 2 - 1 1 1	O	1	1	1
	B	1	1	1	0	0	0	1	Ü	1	1	1.	Ü	1	18	1	1	1
9	8	1	1 :	Tarres and a second	0	0	1	1	0	1	1	1	1	0	1	4	1	1
10	to	1	1	. 4	-18	Q	D	1	9	1	1	1	1	1	1	1	1	1
11	11	2	T.	1	1	Ö	1	4	1	1	٦	1	1	1	1	1	1	1
12	12	2	1	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
13	13		1.	1	1	0		1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
14	14	2	1	a	1	D		D	0		1	1	0	D	10	1	1	1
15	15	2	1	0	0	1	0	0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
16	16	2	2.	1	1	1	0	0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
17	17	3	. 2	1	1	O	1	1	O		1	1	1	1	1	1	1	1
10	10	2	2	ů	Û	Ů	1	Û	1	4	1	1)-	1	1	O	Ű	1	Ü
19	19	2		1	***************************************	1	1	T of body Million	1	1	1	1	1	D	1	1	1	1
20	20	2	3	1	18	Q	Q	4	g	4	1	1	1	Ŋ.	O	Ď	1	1

* أو جد ما يلي: مع إعطاء التعليق المناسب.

- Coding اعمل على ترميز المتغيرات الواردة في السؤال-1
- 2- اعمل على ادخال البيانات الخاصة بالاختبار كما هو مبين ادناه
 - 3- علامة كل طالب على الاختبار.
 - 4- الوسط الحسابي والانحراف المعياري لكل سؤال في الاجتبار.
 - 5- الوسط الحسابي والانحراف المعياري للاختبار.
 - 6- معامل الثبات للاختبار.
- $(\alpha = 0.01)$ عامل الارتباط بين السؤال الاول والمجموع وهل هو دال على مستوى
 - 8- اعمل على حفظ الملف تحت اسم مثال 2-1

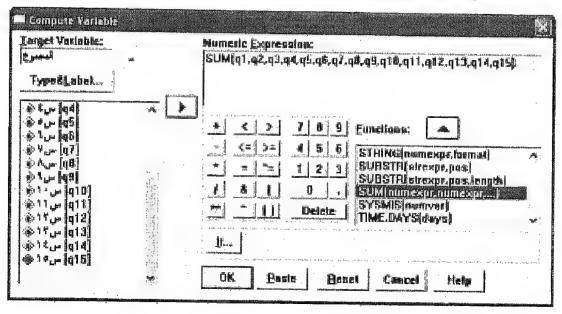
Coding اعمل على ترميز المتغيرات الواردة في السؤال -1

	Harne	Тури	Wadih	Decimals	Label	Values	Missing	Calumns	Align	Medicun
1 8	ino	Numeric	3	Û	رقم الطلقب	None	Nane	4	Center	Scale
78	BK.	Numeric	1	Ū	المقس	11.54	None	3	Canter	Mominal
3 3	pec	Numeric	1	O	التعسس	11, رعلمي 1	None	3	Canton	Marninal
44	ilaan sa maana sira 	Numeric	1	Ö	/Jee	None	None	3	Center	Scale
Ба	2	Numeric		0	1 _{je}	None	Nane	3	Center	Scala
Ба		Numeric	1	Û	T _{eff}	*lone	Nane	4	Center	Scale
7 q		Numeric	1	0	Lyn	Mone	Nane	4	Center	Scale
Bq	5	Numeric	essentime i en d'occurrie la	0	P _C EL	Mone	None	4	Cantes	Scale
MORRES.	Ĝ	Numenc	The state of the s	Ô	7 _P	None	None	A CONTRACTOR OF THE PARTY OF TH	Center	Scale
10 q	7	Numeric	walandaren ezakuan den er	Distriction was interested	Yepe	Mane	None	4	Center	Scale
11 0	ë	Numeric	1	0	ha	None	None	4	Center	Scale
12 g	g	Numeric	1	Ö.	1 _d ia	Mann	lvgn»	4	Center	Scale
13 q	10	Numeric	There are a second	<u> </u>	haus	Mone	None	4	Canter	Scale
14 0	11	Nuneric	A ANNO WORK POST PORTOR SAME	O CONTRACTOR OF THE PERSON	سن	Mone	None	3	Center	Scale
15 q	12	Numeric	1	Ū	\T _{UM}	Mone	Mane	4	Center	Scale
16 q	13	Numeric	1	0	4T _{LPH}	None	None	3	Center	Scale
17 q	14	Numeric	1	O	hilin.	Mang	Name	4	Canter	Scale
1B q	115	Numeric	Spending of the Commission of	Ö	100	Mone	None	4	Center	Scale

2- اعمل على ادخال البيانات الخاصة بالاختبار كما هو مبين ادناه

	sino	Se X	sport:	q1	q 2	£ρ	q#	嘚	q6	ηð	qB	φB	qiü	qui	q12	ĚІр	©14	n15
1	1	į	3	ŧ	1	Û	ŋ	1	9	1	1	5	ā	1	1	1	1	1
2	2	. 1	3	12	1		1	1		1	1	1	1	3	1	1	1	1
3	Ĕ	. 1	3	E	1	Ù	ū	1	-	1	1	E		1	1	1	1	1
4	4	1	· 3	N	1	0	0	1	-	1	1	1	1	1	1	1	, 1	Ť
5	5	. 1	2 1	16	1	8	D	1	1	1	1	1		1	0	1	1	1
6	6	i h	· · ·	Name of the Party	1	. 0	1	1	D	III PRODUKAC	. 1	1	Ħ	1	. 0	1	1	1
7	7	la constant a s	1	THE ANTICLE	1 20-40-01-01	D	0	The same of the same of	D	1	***************************************	**************************************	C	1	· G	1	1	1
6	В		1	E	O	0	ŋ	1	O	1	1	1	D	1	` i	1	1	1
g	9		1	1	1	n	1	1	Ü	1	1	` !	1 12	Ď	1	1	1	ĕ
10	10	1 1	1 1	1	1	Ö	Û	1	O	1	1		1	1	1	1	1	1
11	11	2	Barrie American	1	Transcriptor (CI)	0	1	TT	L EMILEPINA	1	7	ionaman. F	30101.04	1	1	1	**************************************	*******
12	12	1	1	B	1	D	17	17		1	. 1	. #	1	1	1	1	1	1
13	13	2	£	- B	TT	0	1	TT	C	1	1	1	1	1	1	1	1	1
14	11	3	1	D	14	, 0	ū	a	O	u	. 1	1	O	D	0	1	1	1
15	15	2	1	D	10	1 1	D	0	0		1	1	1	1	1	1	1	,
nă	n , .	1 2	. 2	1 18	1	1 1	n'	0	0	1	ĭ	t		1	1	1	7	1
17	17	2	2	1	1	. 0	1	1	0	Ö	1	*	1	1	1 1	1	kara sirani	1
Bá	18	<u>J</u>	2	0	o	D	1	O	1	1	1	1	1	1	0	0	1 1	Ö
18	19	7	2	1	1	7		1		1	*- j	. #	1	O	1	1	1	1
20	70	1 3	3	1		0		11	D		4			D	Ö	a	1	*

3 - علامة كل طالب على الاختبار. Transform - Compute...

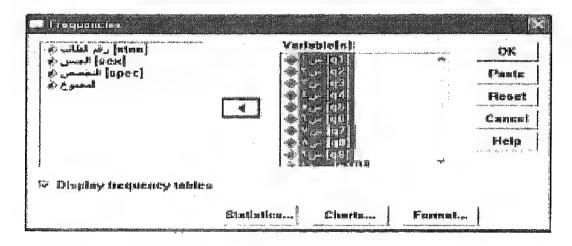


ثم نضغط Ok

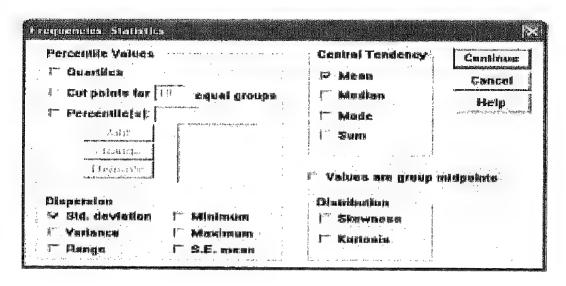
	sino	Bern.	spac	ı ı	邨	Εp	şŧ	ø	цG	ø	φĐ	ф	q10	q	q12	ęВ	r/14	: IS	اللمفوخ
1	TOTAL DESIGNATION	1	3	***	1	0	. []	1	1	*	1	1	ř	:	1	1	1		DEI
ā	3	1	3	E SOUTH THE	1	1	. 1	1	1	. 1	1		1		1	1	1	1 ;	14(0)
I	3	1	3	1	1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	9	IJ	1	1	4	1	1	1		1	- 1	1	1	1300
4	4	1	3	19	1	1	0	1	1	1	Î		Ĭ	1	1	1	1	Ĭ	13.00
ļ.		1		100	1	Ů	Ü			1	. 1	1	1	11	Ď	1	1	. 1	17.00
Ę	6	1	1		. 1	J		1	0	. 1	1				0	1	1	1	12.00
7	T.	1	1	E.	1	J	0		Û	4			Ď	1	0	1	1	1	10.00
Ę	Allow the till	1	1	1	-0	Ú	Û	: 1	Ü	1	1	: 1	Ü	1	The state of the state of	Ex X 887-00 30-00	1	les sum a visa	io oc
5	9	1	-	ħ		J	1	1	D	-	1		-	. 0	. T	1	1		11 00
İÇ	!0	4	ľ	ħ,	1	0	0	1	Ü	1	1		1	11	. 1	1	1		1200
[1]	11	-186 186	1	10	1	Ď	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1400
17	12	2	1	12	1	9		1	1	. 10	, 1	. 1	1	1	1	1	1	1	14 00
19	13	2	1	P D	1	0			0	1	1	1	1		1	1	1		13 00
14	14	1	1	U	•	4	Ü	Ü	Ď	Ď	distribution in a	. 1	Ü	(I)	Ü	The second reality	Providence ++ +0	1 ;	600
15			1	0	0	1	Q	D	O	1	1	1	: 1	1	1	6 to (18) to(2)	Lancitic states		10 00
16	16	2	1		1	1	0	O	0	\$ 1	1	11		11	1	1	1		1200
17	17	4	2	N	1	Ó	ľ	1	٥	C	1	11	1	Ī		1	1	A I	1200
16	li)	7	7	Ŋ.	1	J	ſ	O	1	1	1	1	. 1	1	O	Çį.	Translation was about		900
19	19	2	2		1	1	-		1	. 1	· 1	1		1 0	1	q	1	1	1400
1	20	1	era strar cautr's po-	D	1	Ů.	Ũ	1 1	Û	110 Talan Anga	1	, "		Ü	Ü	Ü.	1	24 448 44 48 4	9 (0)

4- الوسط الحسابي والانحراف المعياري لكل سؤال في الاختبار.

لعمل إحصاءات وصفية...Analyze - Descriptive Statistics - Frequencies



نضغط زر ... Statistics

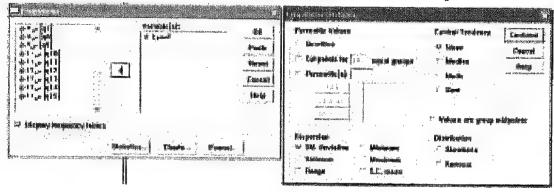


نضغط زر ...Continue ، ثم نضغط زر

Committee of the Commit	2.F	1,0	F(w)	CP .	4.0	10	A STATE OF THE PERSONS ASSESSED.	4,4	THE RESERVED	40 (8)
14 /無月	24	20	30	质	34		33	30	21	70
LE 7994 6 4		Ð	0	18	19	10	0	- 6	T)	a
Marora	환격	993	野	94)	191	/4.4	有關	1.09	110	208
P.J. I Timmed they	Umph)	1,5919	7849)	357	430	817	121110	170	1378	*SAIR
				A L. THORNA M. SAIL J	errold of a has stated on the	with the same of the same	brender of the state of	S 4959 MAIL 41 - 25 A - 515 A	E . 146.1. 2 /4 7.44	KA S & LICENSE RESENT

					-	5.40° 8.20
		54,00	19gai	7 F ₁₂ 0	'tip	16. La
H	Valu)	.3	313	23	<u>#</u> - [30
	M. Harry	b	Li	Ú8	L.	1.5
bil to this			30	13E)	1 30	Jack .
Mari Station	1507	4163	130	305	1/10	61a

5- الوسط الحسابي والانحراف المعياري للاختبار.

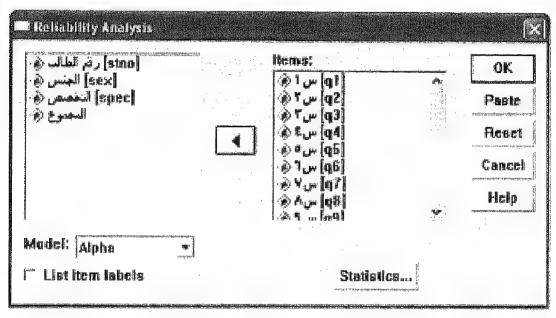


Ok ، ثم نضغط زر Continue... نضغط زر Statistics

المجموع		
N	Valid	20
	Missing	0
Mean		11.6000
Std. Deviatio	n	219609

6- معامل الثبات للاختبار.

Analyze - Scale - Reliability Analysis



ثم نضغط زر Ok

* Restability

***** Bathod i ispance severi will be used for this ensive a *****

LIABLLITY 47 gra provinces **Henr** 20.0 20.0 20.0 . O B Cris #104 #### #104 0000 agar, 400000 ១០០០ ១០០០ 9000, j 8088. 804以除, . 2000 2004 2004 2003 2003 2003 12. 7006 20.0 3.3 80000.1 . nobe 22 120 . 12

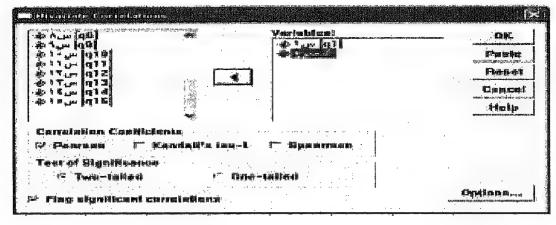
Paltability Comfficience

Not teenen m kt. i Almin – , keta N of icens - is

-7 معامل الارتباط بين السؤال الاول والمجموع وهل هو دال على مستوى (lpha=0.01).

Analyze - Correlate - Bivariate...

لحسناب معامل الارتباط



ثم نضغط زر Ok

Correlations

		س۱	المجموع
اس	Pearson Correlation	1	.71 0**
	Sig. (2-taited)		.000
	N	20	20
المجموع	Pearson Correlation	.71 0**	1
	Sig. (2-tailed)	.000	
	N	20	20

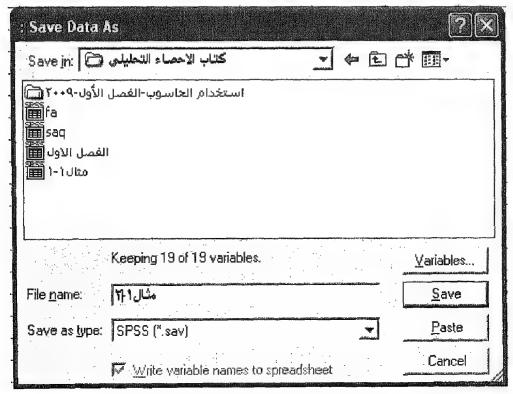
***. Correlation is significant at the 0.01 level

معامل الارتباط بيرسون بين السؤال الاول والمجموع = .7100

وهو ذو دلالة احصائية لأن 0.000=0.000 وهي أقل من مستوى الدلالة (0.001=0.00)

8- اعمل على حفظ الملف تحت اسم مثال 1-2

لحفظ الملف من قائمة File - Save As



ثم نضغط زر Save

-	
.Exe	rcise

6-1 تماريين

س1: ضع رمز الإجابة الصحيحة في المربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة
20	19	18	17	16	15	14	13	12	11	الرقم
										الإجابة
30	29	28	27	26	25	24	23	22	21	الرقم
										الإجابة

1- البيانات المبوبة هي البيانات:

أ- المبوبة ب- رمزي

ب- انحراف معياري محتمع

 S_x إن الرمز التالي -7

د- انحراف معياري عينة

ج-تباين عينة

	وديها القياس إلى:	ىسب طبيعة المعلومات التي يؤ	8− تصنف المتغيرات ح
	ب- نوعية، كمية.	، فعوية، نسبية.	أ- اسمية، ترتيبية
	د- رقمية، رمزية.	. ٿع	ج– مستقلة، تا
ت ولا يوجد أفضلية	دون أي وزن لهذه الفئات	التي لها عدد فئات محدد من	9- تــسمى المتغيرات
			لأحدها على الآخر
د- نسبية.	ج- فئوية ج	ب- ترتيبية	
إناث هو مثال على	إلى فئتين هما الذكور والإ	نس الذي يصنف المحتمع	10- إن مـــتغير الجــــ
			المتغيرات.
د– نسبية.	ج- فئوية	ب- ترتيبية	أ- اسمية
عليها هي مثال على	جراء العمليات الحسابية ·	لها معنى حقيقي ولا يمكن إ	11- الأرقام التي ليس
			المتغيرات.
د- نسبية.	ج- فئوية	ب- ترتيبية	أ- اسمية
أو تنازلياً، ولا يمكن	، يمكن ترتيبها تصاعدياً أ	التي لها عدد محدد من الفئات	12- تسمى المتغيرات
		قة بين القيم المختلفة بالمتغيرا	
د- نسبية.	ج- فئوية	ب- ترتيبية	أ- اسمية
ىن B ھى مثال على	ع معرفة كم يكبر A ع	أكبر من B ولكن لا نستطي	13- إذا كانــت A
			المتغيرات.
د– نسبية.	ج– فئوية	ب- ترتيبية	أ- اسمية
دون أن تتأثر المسافة	ى الحسابية عليها وذلك ه	سية التي يمكن إجراء العمليات	14- المستغيرات الك
نعني عدم توافر تلك	للال قيمة الصفر التي لا ن	مها، ويميز هذا المتغير من ح	النــسبية بين قي
		لتغيرات.	الصفة تسمى با
د- نسبية.	ج– فئوية	ب- ترتيبية	اً- اسمية

15- إذا كانت علامة جمال في مادة اللغة العربية أكثر من علامة أيمن، وأن علامة أيمن أكثر من علامة محمد، فإننا نعرف هذه المتغيرات بالمتغيرات.

أ- نسبية ب- فئوية ج- ترتيبية د- اسمية

16- المستغيرات الكمية التي ليس لها فتات محددة ولكن الصفر فيها يمثل عدم توفر الصفة، مثل المتغيرات الزمنية تسمى بالمتغيرات.

أ- اسمية ب- ترتيبية ج- فئوية د- نسبية.

17- إذا أراد مــدرس أن يبحث عن أثر عدد ساعات الدراسة على تحصيل الطالب في مبحث معين، إن المتغير المستقل هو؟

أ- المدرس ب- ساعات الدراسة ج- التحصيل د- الطالب.

18- إذا أراد مــدرس أن يبحث عن أثر عدد ساعات الدراسة على تحصيل الطالب في مبحث معين، إن المتغير التابع هو؟

أ- المدرس ب- ساعات الدراسة ج- التحصيل د- الطالب.

19- العينة التي يتم اختيارها بعناية وبصورة غير عشوائية تسمى بالعينة.

أ- القصدية ب- الطبقية ج- العنقودية د- المنتظمة.

20- العينة التي يتم اختيار أفرادها من المجتمع بحيث يكون لأي فرد من الأفراد الفرصة نفسها للظهور في هذه العينة تسمى بالعينة.

أ- القصدية ب- العشوائية البسيطة ج- العنقودية د- المنتظمة.

21- إذا كـان حجم المحتمع كبير جداً، وقسم المحتمع إلى مجموعات صغيرة، ثم اختيرت عينة عشوائية من هذه المجموعات الصغيرة تسمى العينة بالعينة.

أ- القصدية ب- العشوائية البسيطة ج- العنقودية د- المنتظمة.

22- العينة الني تمثل المحتمع الإحصائي تمثيلاً صادقاً وتتفق مقاييسها الإحصائية مع مقاييس المحتمع ويتم اختيارها بصورة تتابعية تسمى بالعينة.

أ- القصدية ب- العشوائية البسيطة ج- العنقودية د- المعيارية.

التحليل الإحصائي			
العينة، تسمى أخطاء العينة	نوطأ في طيقة اختيار	ف أخطاء المنات ه.	
العيبة تسمى احطاء العيبة	حط ي طريقه الحبيار		وي هذه الحالة بأ
د- المعطيات.	ā:.ell ——	 ب- التحيز	
ت، تسمى أخطاء العينة في	بادة أو نقص في البيانا		
			هذه الحالة بأخم
د- المعطيات.	ج- العينة	ب- التحيز	أ- عشوائية
	اء منها ما يلي:	مرض لمجموعة من الأخطا	25- نتائج العينات تت
د-جميع ما ذكر	ج- العينة	ب- التحيز	أ- المنتظمة
بارات الحاسوب، ينظر إلى	ل تحصيله في مساق مه	ة أثر تخصص الطالب على	26- في تجـــربة لمعرف
		طالب كمتغير:	متغير تخصص ال
د- فئوي	ج- نسيي	ب– تابع	أ- مستقل
	على المتغير:	ساق متعدد الشعب مثال	27- رقم الشعبة في م
د- فئو ي	ج- نسبي	ب- الاسمي	أ- رتبي
	:	سه صفر مطلق هو المتغير:	28– المتغير الذي لمقيا.
د- فئوي	ج- نسبي	ب- الاسمي	اً– رتبي
علومات عنها".	ة الظاهرة من خلال الم	حزء من المحتمع تتم دراسا	29– التعريف التالي:"-
د- القياس	ج- العينة	ب- المحتمع	أ- الإحصاء
في:	حليلي بشكل أساسي	الوصفي عن الإحصاء الت	30- يختلف الإحصاء
د-نوع البيانات	ج—التعميم	ب- الدقة	أ- الطريقة

المخصص لذلك:	في الموبع	الصحيحة أ	الإجابة	ضع رمز	:2س
~				<i>-</i>	-

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
	10 10 100									الإجابة
20	19	18	17	16	15	14	13	12	11	الرقم
										الإجابة
				26	25	24	23	22	21	الرقم
										الإحابة

0، 5، 1، -2، 6 هو:-	[- الوسط الحسابي للقيم
---------------------	------------------------

د) 5

2 (ج -2 (ب

0 0

2- ما قيمة الوسيط لمحموعة القيم التالية: 16، 18، 20، 24، 32، 22، 22

د) 21

ع) 20

أ) 11 ب) 16

3-9-1 (15) حلامة هو (60) وعدلت العلامات حسب المعادلة ص9-9-1حيث س العلامة السابقة، ص العلامة الجديدة، فإن الوسيط الجديد

7.5 (د) 57 (ج

أ) 54 س) 15

4- يعرف المئين 80 بأنه:

أ) قيمة في التوزيع = 80

ب) قيمة في التوزيع أكبر من 80% من محموع القيم

ج) قيمة في التوزيع تزيد عن 80% من القيم

د) قيمة في التوزيع فوق الوسيط بمقدار 30 علامة

5- أي من المقاييس التالية يتأثر بالقيم المتطرفة:

أ) الوسط ب) الوسيط ج) المنوال د) لا شيء مما ذكر

6- أي من المقاييس التالية يتأثر بالتحويلات الخطية (الجمع والطرح والضرب والقسمة):

أ) الوسط ب) الوسيط ج) المنوال د) جميع ما ذكر

7- أي من المقاييس التالية لا يعتمد على قيم البيانات إنما يعتمد على ترتيبها وموقعها:

أ) الوسط ب) الوسيط ج) المنوال د) لا شيء مما ذكر

استعن بالجدول للإحابة عن الأسئلة التالية: - (8، 9، 10، 11، 12)

الفئات	تكرار	المراكز	المراكز*التكرار	الحدود الفعلية	التكرار التراكمي
00-04	1	2	2	-0.5 - 4.5	1
05-09	2	7	14	4.5 - 9.0	3
10-14	3	12	36	9.5 – 14.5	6
15-19	2	17	34	14.5 – 19.5	8
20-24	2	22	44	19.5 – 24.5	10
المحموع	10		130		

8- مركز الفئة الرابعة هو:-

د) لا يمكن معرفته

ج) 22

أ) 12 ب) 17

9- الوسط الحسابي للتوزيع (🗓)=

ج) 13 در 60

أ) 6 ب) 10

10- المئين 60 للتوزيع =

د) 3

9.5 رج 12.5 (ب 14.5 رأ

11- الحدود الفعلية للفئة الخامسة هي :

ب) 24.5-19.5

24-20 (

د) 24.5-20.5

23.5-20.5 (

12- طول الفئة للفئة الرابعة يساوي :

د) لاشيء مما ذكر

ج) 3

أ) 5 ب

13- ما المنوال للقيم التالية: 4، 7، 2، 9، 2، 11

د) 11

أ) 2 ب 7 ب 2 أ

	ت التالية:	نة المركزية تتأثر بالعمليا	14- إن مقاييس النزء
د) جمیع ما ذکر	ز) الضرب	ب) الطرح ج	أ) الجمع
	، 7 هو	تالي 3، 2، 2، 6 ، 7	15- منوال التوزيع ال
د) 2، 7	ج) 3	ب) 7	2 (1
	م المتطرفة هو	ترعة المركزية تأثراً بالقيم	16- أكثر مقاييس ال
د) المئين	ج) المنوال	ب) الوسيط	أ) الوسط
•••••	لمتغيرات الأسمية هو	لترعة المركزية لوصف ا	17- أفضل مقاييس ا
د) المئين	ج) المنوال	ب) الوسيط	أ) الوسط
	ت العينة هو	عة المركزية تأثراً بتقلبار	18- أقل مقاييس التر
د) المئين	ج) المنوال	ب) الوسيط	أ) الوسط
ريين مهما كان شكله	بع إلى قسمين متسار	عة المركزية يقسم التوزي	19- أي مقاييس التر
د) المئين	ج) المنوال	ب) الوسيط	أ) الوسط
هي 10 والانحراف المعياري 2	، طلاب صف ما ،	لوسط الحسابي لعلامات	20- إذا علمت أن ا
سابي للعلامات بعد الإضافة هو	ب فإن الوسط الحـ	ت 3 علامات لكل طاا	فإذا أضيف
د) 13	ج) 3	ب) 2	10 (^f
باقي متوسطها 5 هو:	لها متوسطها 4 وال	بابي لخمس قيم ثلاث ما	21- إن الوسط الحس
د) 4.4	24 (ج	ب) 12	10 (
22 ،1	12، 15، 14، 5	الحسابي للقيم التالية:	22- احسب الوسط
د) 3	ج) 15	ب) 15.6	78 ([†]
:	1، 14، 15، 22	. للقيم التالية : 12، 5	23- احسب الوسيط
د) 3	ج) 15	ب) 15.6	78 ([†]

صائع ر	الإحد	حليل	الت

-								_				
									•		احسب	-24
			د) 3		15	ج)		15.6	ب)		78 ([†]	
کان	رُ بينما ً	هو 20	لإحصاء	مساق ا	طلاب	ملامات	ـسابي ل	ط الحـ	الوســـــ	ــت أن	إذا علمـ	-25
، في	الطلاب	ان عدد	فإذا ك	ھي 15	الصف	ني نفس	لالبات ف	مات الم	بي لعلا.	ل الحسا	الوسط	
	ي	كاملة ه	الشعبة	والامات	لحسابي ل	وسط الم	أ فإن ال	بات 0	دد الطال	1.5 وعد	الشعبة 5	
]	17.5 (د	15	ج) آ		20	ب)		18 (
، ثم	و 70	حصاء ه	مادة الإ-	متحان	الباً في ا	ت30 ط	لعلامان	الحسابي	الوسط	ت أن	إذا علم	-26
	و	حاب ھ	مد الانس	(مات به	ابي للعلا	ط الحس	يان الوس	80	علامته	طالب	انسحب	
		8	د) 30		69.65	ج) 5	6	9.56	ب)		70 (f	
				:	، لذلك	لمخصص	المربع ا	ئيحة في	ة الصح	ً الإجاب	ضع رمز	س3:
	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	رقم	الر
											رقم 'جابة	الإ
				-	:11 ،	81	، 12	تالية 4	(مات ال	ى للعلا	ا قيمة المد	1- ما
		,	د) 7		13	ج)	•	11 (4	ب		-1 (
							ي هو:∙	ن 2، 3	للقيم 1	لتوسط	انحراف ا	2- الا
		3/	د) 2		$\sqrt{\frac{2}{3}}$	ج) ٠		√3 (ب		√2 (¹	
						[هو:-	1 (2 (3	3 ,4 ;	للقيم 5	لعيار <i>ي</i>	منحراف الم	3– الا
		٧	د) 10		√5 (ج)		√3 (ب		$\sqrt{2}$ (1	
			=	التباين	و فإن) قيم هو	(10) –		المعياري	نحراف	ا كان الا	4- إذ
		10	د) 0		81 (ح		√10 (c	ب		3 (
							ن التالية	العمليان	، تتأثر ب	التشتت	، مقابیس	5- إن
	ئر	۽ مما ذک	.) لاشي	٥	لضرب	ج)ا		، الطرح	ب)		أ) الجمع	
			-									

* إذا علمت أن درجات 10 طلاب في مادة الإحصاء هي كما يلي:

50 ، 70 ، 85 ، 80 ، 40 ، 80 ، 85 ، 70 ، 50 أجب عن الأسئلة من

10-6

6- أن المدى لدرجات الطلاب هو:

40 (ء 26 (ج 25 (ب 50 ا

7- أن الانحراف المتوسط لدرجات الطلاب هو:

8- أن الانحراف المعياري لدرجات الطلاب هو:

√90 (ء 90 (ج 10 (ب 900 (أ

9- أن التباين لدر جات الطلاب هو:

√90 (ح 10 (ب 900 أ

10- أن معامل الاختلاف لدرجات الطلاب هو:

 $\sqrt{90}$ (ء) 90(ج $\sqrt{90}$ (ب $\sqrt{70}$ (أ

س4: ضع رمز الإجابة الصحيحة في الربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة
						14	13	12	11	الرقم
										الإجابة

L=2~X-0.2 , عرف المتغيران X , Y فكان -1 د فكان -1 د فكان -1 د فكان -1 د فكان -1 د فكان -1 د فكان معامل الارتباط الجديد بين -1 هو :

0.65 - ب- (0.85-) - ب- (0.85-) - د (0.35-) - أ

، $\Sigma (y-y')^2 = 81$ ، و کان $\Sigma (x-x')^2 = 36$ ، و کان $\Sigma (x-x') = 27$ ، و کان -2 و کان -2 و کان معامل ارتباط بیرسون یساوي $r_{xy} = 2$

التحليل الإحصائي

(1.5-)

ا - (-0.90) - ج- ((0.70) - ب- ((2-)

الب بحساب معامل ارتباط بيرسون بين متغيرين فوجد أنه = (1.3) فإن ذلك يدل -10 على:

11- إذا كــان بحمــوع مربعات فروق الرتب بين (6 قيم) للمتغيرين X, Y هو (50)، فإن معامل ارتباط سبيرمان للرتب بين X, Y يساوي:

$$(0.43)$$
 -> $(0.57-)$ -- $(0.43-)$ -- $(1.43-)$ --

نون کان $\Sigma(y-y')^2=4$ ، وکان $\Sigma(x-x')^2=9$ ، وکان کان $\Sigma(x-x')=5$ ، وکان کان $\Sigma(x-x')=5$ ، فإن معامل ارتباط بیرسون یساوي $r_{xy}=$?

$$9/(5-)$$
 - $5/(5-)$

 Σd^2 فإذ n=10 فإذ 0.6 فإذ X, Y فكان X, Y فإذ X فإذ X فإن X في المام X ف

14- إذا كانـــت 0.9- =1-4 الأرتباط الذي يعبر عن r1=0.6, r2=0, r3=0.43, r4= -0.9 فإن معامل الارتباط الذي يعبر عن أقوى علاقة هو:

س5: ضع رمز الإجابة الصحيحة في الربع المخصص لذلك.

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة

$$X =$$
 فإن $X = 70 + 0.2$ هو خط انحدار Y على X و كانت $Y = 70 + 0.2$ فإن... $X = -1$ أ- $0.2 + 0.2$ ب- $0.2 + 0.2$

ين الارتباط بين Sy=0.2 ، Sx=0.4 ما قيمة معامل الارتباط بين -2 إذا كـــان Sy=0.2 ، Sx=0.4 .

د- 0.6

0.5 - 7 0.4 - 9 0.3 - 1

 $Y = 0.3 \; X + 24 \;$ إذا كانت معادلة خط انحدار النفقات على الدخل $Y = 0.3 \; X + 24 \;$ هي $Y = 0.3 \; X + 24 \;$ الدخل 1000 دينار فإن حجم النفقات المتوقع هو:

د- 976

1024 - ب− 276 - ب− 324 - أ

4- إذا أردنا قياس قيوة العلاقة واتجاهها بين متغيرين دون البحث في العلاقة السببية فإن الاسلوب الإحصائي المناسب هو:

أ- تحليل الارتباط ب- تحليل الانحدار ج- التوقع الرياضي د- احتمال الحدث

5- حسب الوسط الحسابي للمتغير X فكان 60، وحسب الوسط الحسابي للمتغير Y فكان 70 فإذا كانت معادلة خط الانحدار Y = 0.5X + b هي:

ر- 70

أ- 30 ب- 40 س

* إذا كــان معامل الارتباط $r_{xy}=0.90$ ، وأن $S_x=4.3$ ، $S_y=4.3$ ، أو جد معادلة الانحدار y/X علماً بأن قيم 12=اx، 15=15 للإجابة عن الأسئلة 4 - 8

6.75 - ان قيمة b هي: أ- 0.744 ب- 0.77 ج- 0.774 د-

6.75 - ان قيمة a هي: أ- 0.744 ب- 0.77 ج- 0.774 د

Y = a + bx هي: A = A + b هي:

-- 0.744+6.07

0.744 + 6.07x - 1

د - 6.07+0.744

6.07+0.744X -c

أو جد معادلة x=5.062 وان y=5.062 ، أو جد معادلة x=0.952) أو جد معادلة x=0.952انحدار y/x علماً بأن x=13, y=16.571 احب عن الأسئلة y - 10

5.22 - ان قيمة a تساوي: أ- 0.952 - -0.873 - -9

0.873 د -0.873 د -0.873 د -0.873 د -10

الفَصْيِلُ الشَّائِي

التوزيعات المجتمعية الاحتمالية

والتوزيعات العينية

(التوزيع الطبيعيZ، التوزيع التائيT،

(Fالتوزيع الكائي، χ^2 التوزيع الفائي

Probability Distributions & Sampling Distributions

Introduction	1-2 مقدمــــة
Normal Distribution	2-2 التوزيع الطبيعي
T Distribution	2-3 التوزيع التائـي
χ 2 Distribution	2-4 التوزيع الكائـي
F Distribution	2 -5 التوزيع الفائـي
Sampling Theory	2-6 نظرية المعاينة
Samples	7-2 العينات
Sampling Distributions	8-2 توزيع المعاينة
Exercise	9-2 أسـئلة وتمارين

الفَصْيِلُ الثَّابْنِ

التوزيعات المجتمعية الاحتمالية والتوزيعات العينية Probability Distributions & Sampling Distributions

1-2 مقدمة 1-2

المستغيرات العشوائية Random Variables: أي متغير عشوائي ينتمي إلى عائلة من التوزيعات، هذه العائلة إما معروفة أو غير معروفة.

 Ω المستغيرات العمسوائية Random Variables: دالة تمثل العلاقة بين فضاء العينة وجموعة الأعداد الحقيقية R ولها صفات وخصائص محددة.

المتغير العشوائي المنفصل Discrete Random Variables: يأخذ قيم متميزة ويأخذ عدداً محدوداً ومعدوداً من القيم. مثل عدد الطلاب، عدد السيارات.

المستغير العشوائي المتصل Continues Random Variables: يأخذ بحالاً أو حيزاً على خط الأعداد الحقيقية، مثل الطول، الوزن، درجة الحرارة.

* التوزيعات الطبيعية

Family of Normal Distributions : أفراد هذه $N(\mu, \sigma^2)$ العائلة يتحددوا بمعلمتين هما (الوسط الحسابي، التباين)

Binomial Distributions: أفراد هذه العائلة -2 عائلة تسوزيعات ذات الحدين Binomial Distributions: أفراد هذه العائلة يتحددوا بمعلمتين هما: عدد المشاهدات، احتمال حدوث النجاح. (عدد المشاهدات، احتمال حدوث النجاح N(n,p) (P)

في هذه Multinomial Distributions عائلة الستوزيعات متعددة الحدود $(n,\,p_1,\,p_2,\,\dots\,,\,p_k)$ في هذه التوزيعات هناك معالم $(n,\,p_1,\,p_2,\,\dots\,,\,p_k)$ ، وهو توسيع لذات الحدين.

Poison Distributions: له معلمة رئيسية واحدة هي \mathbf{m}

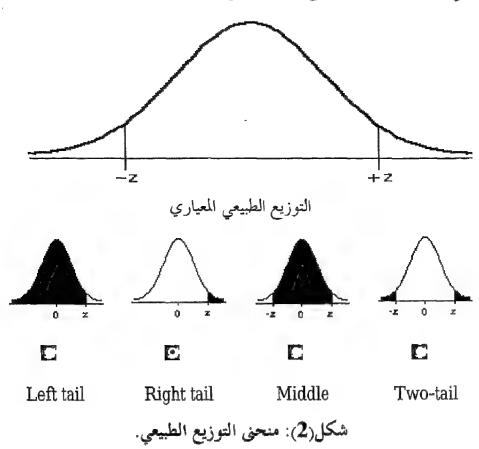
وشكل Probability Distribution of χ^2 وشكل وشكل المستوزيع الاحتمالي لمربعات كاي df وشكل توزيعه يعتمد على درجات الحرية

يعتمد على :F- Probability Distribution F يعتمد على الاحتمالي الفائي $V_2=n_2-1$ يعتمد على الدرجات الحرية $V_1=n_1-1$ و $V_1=n_1-1$

Probability Distribution (T) باستخدام المتوزيع الاحـــتمالي التائــي $S_{x'} = S/\sqrt{n}$ هو تقدير الخطأ المعياري $S_{x'} = S/\sqrt{n}$ حيث أن $S_{x'} = S/\sqrt{n}$ هو تقدير الخطأ المعياري $S_{x'} = S/\sqrt{n}$

2-2 التوزيع الطبيعي Normal Distribution

تمثيل البيانات الإحصائية على صورة منحنى.



كثير من الباحثين يؤكدون انه إذا تم اخذ عدد كبير من المشاهدات على إحدى الظواهر مسئل السذكاء أو التحصيل الدراسي فإن القيم التي تأخذها هذه المشاهدات تتوزع فيما بينها توزيعاً طبيعياً.

وعلى الرغم مما يحيط بهذا الاصطلاح "التوزيع السوي" من غموض وإبهام فلا بد من التعرف على هذا المفهوم بشكل صحيح.

إن المسنحنى السسوي هو التمثيل البياني للتوزيع السوي، وهو حالة خاصة من حالات المسنحنى المهسد المنتظم وهو ممهد ومنتظم تماماً وقائم على عدد كبير من الحالات، فإنه يمكن الحسصول عليه عن طريق التوزيعات التكرارية المتضمنه بيانات حقيقية وليس عن طريق بيانات الفتراضية عن طريق الظواهر ذات الصلة.

خصائص التوزيع الطبيعي:

- 1. خاصية الاستمرارية Continuity: عند تمثيل متغير بشكل بياني بمنحني تكراري فإنه يمكن أن يأخِذ أي قيمة ضمن المدى الصفري للتوزيع.
- 2. خاصية التقارب Asymptotic: عند تمثيل متغير بشكل بياني بمضلع تكراري فإنه يمكن الحصول على مضلع مغلق يمكن الحصول على مضلع مغلق بمعنى أن المنحنى يكون تقاربياً.
- 3. خاصية المتماثل Symmetric: إن نسبة عالية من الأفراد يتجمعون في منطقة المتوسطات ويستوزع الباقون بنسب متفاوتة على جانبي تلك المنطقة، وهذا يعني وجود نقطة انعكاس للمنحني ويكون ميله عند تلك النقطة يساوي صفراً.

4. صيغة دالته الاحتمالية:

5. المساحة تحت المنحنى الطبيعي = 1، وتقسم المساحة إلى نصفين متساويين عند قيمة \overline{X} ، ولإيجاد الاحتمالات الخاصة بالتوزيع الطبيعي نستخدم المعادلة:

 $P(a < x \le b) = \int_{a} f(x) dx$

العلامات المحولة Transformed Scores

إن المشاهدة الخام غير قابلة للتفسير لأنها ليست كافية لإعطاء صورة عن الوضع الصحيح للمشاهدة، لأنه لا بد من معرفة الوسط الحسابي، وأعلى وأدنى مشاهدة، وأي إحصائي تشتت عن هذه المشاهدات.

------ التحليل الإحصائي

أنواع التحويلات:

تصنف الدرجات المحولة تحت نوعين من التحويلات هما:

1- التحويل الخطى Linear

- تحويل المشاهدات من مقياس لآخر بحيث لا يحدث أي تغيير على شكل التوزيع.
 - ■تكون العلاقة بين المشاهدات على المقياسين خطية.
 - من أمثلته تحويل العلامة الخام إلى علامة زائية Z score.

2− التحويل غير الخطى Non Linear

- يصاحب تغيير الدرجات تغيير في شكل التوزيع الأصلي.
- تكون العلاقة بين المشاهدات على المقياسين ليست خطية.
- من أمثلته تحويل العلامة الخام إلى علامة معيارية زائية طبيعية Z_{score}.

* الكشف عن نوع التحويل:

- ■رسم شكل الانتشار. تمثيل المشاهدات بيانياً.
 - إيجاد الفروق بين المشاهدات المتتالية على المقياسين.

* أمثلة على التحويل الخطي:

(Z-Score) العلامة المعيارية الزائية العلامة المعيارية

علامـــة معيارية في توزيع وسطه الحسابي = 0 ، وانحرافه المعياري = 1 ، يتم الحصول عليه بالتحويل الخطي دون أي تغيير في شكل التوزيع الأصلي.

. الانحراف المعياري. \overline{X} : الوسط الحسابي. \overline{X} : الانحراف المعياري.

* خصائص العلامات الزائية:

- كل مشاهدة يمكن تحويلها إلى مشاهدة زائية.
- الوسط الحسابي للمشاهدات الزائية=0، والانحراف المعياري=1
 - ■تحافظ على شكل التوزيع.

(T-Score) العلامة المعيارية التائية -2

للتخلص من الخصائص غير المرغوبة للعلامات الزائية فإنه يمكن تحويلها إلى أخرى بوسط حسابي وانحراف معياري جديدين، ومن أشهر هذه التحويلات هي العلامة المعيارية التائية بوسط حسابي-50، وانحراف معياري=10 كما تبينه العلاقة أدناه:

T = 10 * Z + 50

مثال) إذا كانت العلامة المعيارية الزائية = 1، فإن العلامة المعيارية التائية = 60، أما إذا كان الستوزيع محدد وسطه الحسابي وانحرافه المعياري مسبقاً، فإن معادلة التحويل تكون: $\mathbf{Z}' = \mathbf{Z} \, \mathbf{\sigma} + \mathbf{u}$

* أمثلة على التحويل غير الخطي:

1- العلامة الزائية المعدلة (Normalized Z - Score)

علامــة معيارية في توزيع وسطه الحسابي = 0 ، وانحرافه المعياري = 1 ، حول شكله الأصلى إلى الشكل الطبيعي.

حطوات التحويل:

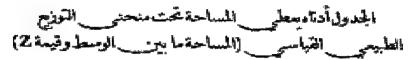
تحويل كل علامة خام في التوزيع الأصلي إلى رتبة مئينية.

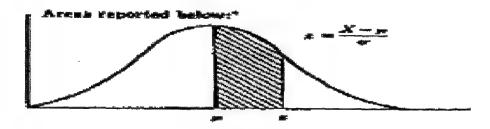
إيجاد العلامة المعيارية الزائية المقابلة لكل رتبة مثينية من حدول التوزيع الطبيعي.

(Stanine Score) (التساعي –2

علامة معيارية في توزيع وسطه الحسابي = 5 ، وانحرافه المعياري = 2 ، وأقل علامة في التوزيع هي ستانين 1 وأعلى علامة هي ستانين 9 وكل ستانين يقابل نسبة معينة من العلامات في التوزيع الأصلي.

التوزيع الطبيعي Normal Distribution





وقد تم تحويل قيم التوزيع الطبيعي إلى التوزيع الطبيعي المعياري، وهو توزيع له متوسط حسابي μ =صفر، وانحراف معياري μ = 1، ويرمز للمتغير العشوائي المعياري بالحرف Z.

إن الستوزيع الطبيعي أكثر التوزيعات الاحتمالية استخداماً لأن توزيع المتغيرات يكون طبيعياً في أكثر الحالات التطبيقية، كما أنه يمثل تقديراً دقيقاً لعدد كبير من التوزيعات الأخرى إذا كسان عدد المتغيرات كبيراً، وأن لكل توزيع معالم وللتوزيع الطبيعي معلمتان هما الوسط الحسابي للمحتمع μ والانحراف المعياري للمحتمع ν 0، لذلك عرف التوزيع الطبيعي المعساري بأنه توزيع له متوسط حسابي=صفر، وانحراف معياري=1، ولكثرة استخدام التوزيع الطبيعي المعياري فقد دون في حداول كما هو موضح في (ملحق رقم 1) ليسهل استخدامه في الحالات التطبيقية، وحدود هذه الجداول هي من (ν 1 إلى ν 3)، وإن المساحة الكلية للتوزيع ν 4 والمساحة فوق ν 5 تساوي صفر ν 5 والمساحة تحت ν 5 تساوي صفر ν 6 والمساحة قوق ν 5 تساوي صفر ν 7 والمساحة قوق ν 5 تساوي صفر ν 7 والمساحة قوق ν 5 تساوي صفر ν 7 والمساحة قوق ν 5 تساوي صفر ν 7 والمساحة قوق ν 5 تساوي صفر ν 7 والمساحة قوق ν 5 تساوي صفر ν 7 والمساحة قوق ν 5 تساوي صفر ν 7 والمساحة قوق ν 5 تساوي صفر ν 7 والمساحة قوق ν 5 تساوي صفر ν 7 والمساحة قوق ν 8 تساوي صفر ν 9 والمساحة قوق ν 9 تساوي صفر ν 9 والمساحة قوق ν 9 تساوي صفر ν 9 والمساحة قوق ν 9 تساوي صفر ν 9 والمساحة قوق ν 9 تساوي صفر ν 9 والمساحة قوق ν 9 تساوي صفر ν 9 والمساحة قوق ν 9 تساوي صفر ν 9 والمساحة قوق ν 9 تساوي صفر ν 9 والمساحة قوق ν 9 تساوي صفر وسود والمساحة قوق ν 9 تساوي والمساحة قوق ν 9 تساوي صفر والمساحة قوق ν 9 تساوي صفر والمساحة قوق ν 9 تساوي صفر والمساحة قوق ν 9 تساوي صفر والمساحة قوق ν 9 تساوي والمساحة قوق وسود والمساحة قوق وسود والمساحة وال

العلامة المعيارية الزائية (Z - Score)

علامـــة معيارية في توزيع وسطه الحسابي = 0 ، وانحرافه المعياري = 1 ، يتم الحصول عليه بالتحويل الخطي دون أي تغيير في شكل التوزيع الأصلي.

$$Z = \underbrace{X_i - \mu}_{\sigma_X}$$

$$Z = \frac{X - \overline{X}}{\sigma_x}$$

حيث:

: Xi : المشاهدات.

 $\overline{oldsymbol{X}}$: الوسط الحسابي.

 X_i الوسط الحسابي للمجتمع الذي قيمه μ

.. X_i الانحراف المعياري للمحتمع الذي قيمه σ_x

* خصائص العلامات الزائية:

- كل مشاهدة يمكن تحويلها إلى مشاهدة زائية.
- الوسط الحسابي للمشاهدات الزائية=0، والانحراف المعياري-1
 - ■تحافظ على شكل التوزيع.

خواص المنحني الطبيعي Normal Distribution Curve

- المساحة الكلية تحت المنحني = 1
- شكل المنحني على هيئة جرس.
- ■تتركز المشاهدات حول الوسط الحسابي.
 - ■المنحني متماثل حول الوسط الحسابي.
 - إن المساحة الموجودة على بعد
- ± ± 1 انحراف معياري = 68.27 عن

 x
 ± ± 1
- ± ± انحراف معياري= 95.45% عن x
- ت ± 3 انحراف معياري= 99.73% عن x ±

99-2003 إذا كانت قيمة الوسط الحسابي والوسيط والمنوال متماثلة تماماً في حدول تكراري فإن البيانات يكون لها توزيع يسمى:

أ) متماثلاً (طبيعياً) ب) ماثلاً إلى اليمين ج) ماثلاً إلى اليسار د) مقعراً.

من خصائص التوزيع الطبيعي أن الوسط = الوسيط = المنوال.

مــ ثال 2-1) إذا كانــت علامــة طالب في مادة الإحصاء هي 75 ومتوسط علامات الإحصاء هو 90 والانحراف المعياري لعلامات الإحصاء هو 5 وعلامته في مادة النظم هي 70 ومتوســط علامــات النظم هو 60 والانحراف المعياري لعلامات النظم هو 4 فأي العلامات أفضل.

$$Z_{\text{stat}} = \frac{\mathbf{X} - \overline{\mathbf{X}}}{\sigma_{\mathbf{x}}} = \frac{75 - 90}{5} = -3$$

$$\frac{\sigma_{\mathbf{x}}}{\sigma_{\mathbf{x}}} = \frac{5}{70 - 60} = 10$$

$$Z_{\text{Mis}} = \frac{\mathbf{X} - \overline{\mathbf{X}}}{\sigma_{\mathbf{x}}} = \frac{4}{4}$$

الذي يحصل على علامة زائية أعلى هو الأفضل.

إذا علامته في مادة النظم MIS أفضل من علامته في مادة الإحصاء.

2005-80 إذا كان الوسط الحسابي لعلامات طلبة احد الصفوف في مادة الإحصاء (60)، بانحـراف معـياري مقداره (5)، وكانت علامة أحد الطلبة في هذه المادة (75)، فإن قيمة العلامة المعيارية لهذا الطالب هي:

3 - - 3
$$\sqrt{3}$$
 - - 3/1 - - - (3-) - أوسط الحسابي = $\frac{60-75}{5}$ = $\frac{15}{5}$ = $\frac{60-75}{5}$ = $\frac{15}{5}$ = $\frac{60-75}{5}$ = $\frac{15}{5}$ = $\frac{60-75}{5}$ = $\frac{15}{5}$ = $\frac{60-75}{5}$ = $\frac{15}{5}$ = \frac

* المساحة تحت المنحني الطبيعي

إن القيمة الاحتمالية لـ Z يتم إيجادها من الجداول الإحصائية للتوزيع الطبيعي، فمثلاً لإيجاد احتمال القيمة 30.3413 نقوم بتحديد موقع القيمة في الجهة اليمين من الجدول ثم نجد القيمة المقابلة لها في الجانب الأيسر وهي 1 وهكذا.

σ=10 وانحراف معياري μ=60 مـــثال: إذا كـــان X عـــثل تـــوزيعاً طبيعياً بمتوسط μ=60
 والمطلوب إيجاد الاحتمال التالي:

$$P(55 \le X \le 60) . 3 \quad P(65 \le X \le 70) . 2 \quad P(60 \le X \le 65) . 1$$

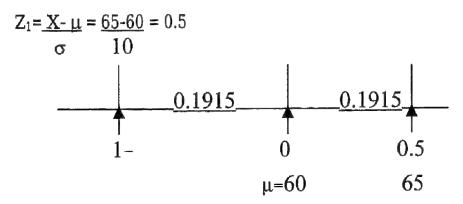
 $P(60 \le X \le 65) -1 : | \bot |$

 $Z=X-\mu$ نقوم بتحويل قيم X للتوزيع الطبيعي إلى قيم Z المعيارية باستخدام الصيغة σ

تيمة Z عند 30 X = 60

$$Z_1 = X - \mu = \underline{60-60} = 0$$
 σ

X = 65 عند Z

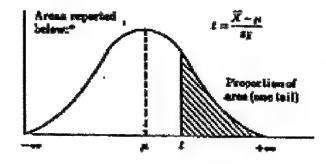


0.1915 هي 0.5-0 بين 0-5.0 هي أعد أن قيمة الاحتمال بين 0.5-0 هي

3-2 التوزيع الاحتمالي التائي (Probability Distribution (T

الجدول أدناه معلم قيمة عاء المقاطة المساحة المظالة وتيمتها م

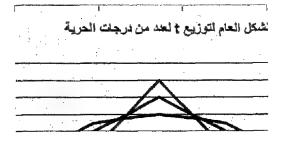
Proportions of Area for the t Distributions



ي حالة التوزيع الطبيعي Z إن الانحرافات للمتوسطات العينية ($\overline{x}_i - \mu$) وقسمتها على الخطأ المعياري σ_x موزعة توزيعاً طبيعياً مع $\mu=0$ و $\mu=0$ حيث أن طرح μ من وسط كل

عبنة $\overline{\mathbf{x}}_i$ \mathbf{Y}_i \mathbf{x}_i \mathbf{X}_i التوزيع لمتوسطات العينة وأن قسمتها على \mathbf{x}_i يؤدي إلى تقليل التباين إلى 1، ولكن عبند حساب الانحراف المعياري لكل متوسط \mathbf{x}_i باستخدام \mathbf{x}_i ن \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i المنابق أن المقام هو الخطأ المعياري لمتوسط العينة أن المقام هو الخطأ المعياري للعينة وليس للمجتمع، وأن هذه الزيادة في الانحراف تكون انعكاساً للتباين الكبير المنابق للنسبة هو ما يسمى (\mathbf{x}_i \mathbf{x}_i) وصيغة احتسابه كالتالي:

$$\mathbf{t} = (\overline{\mathbf{x}} - \mu)/\mathbf{S}_{\mathbf{x}'}$$
 $\mathbf{S}_{\mathbf{x}'} = \mathbf{S}/\sqrt{\mathbf{n}}$:ن



شكل(3): الشكل العام لتوزيع t لعدد من درجات الحرية.

إن توزيع t له نفس خصائص التوزيع الطبيعي حيث انه:متماثل، يمتد من ∞ - إلى ∞ + يختلف عن التوزيع الطبيعي من كون شكله يعتمد على عدد درجات الحرية v حيث أن v حيث أن v هي حجم العينة المعتمدة في حساب التباين ويرمز لدرجات الحرية بالرمز v وغالباً ما يقترب توزيع v من شكل التوزيع الطبيعي كلما زادت عدد درجات الحرية وأكثر v وغالباً ما يقترب توزيع v من شكل التوزيع الطبيعي كلما زادت عدد درجات الحرية وأكثر درجة يتقارب التوزيعان بما عندما تكون v وعندما تكون v وعندما تكون v وعدم الحدول على هناك حدول خاص بتوزيع v يعطي قيمه بناء على قيم v ويوجد هذا الجدول على على قيم v

مثال: إذا كان لدينا عينة حجمها n=16 وانحرافها المعياري S=1.5 مسحوبة من مجتمع $\overline{\mathbf{x}}=5$ مسطه الحسابي $\mu=4$ فما هو احتمال أن تكون قيمة الوسط $S_{\mathbf{x}'}=S/\sqrt{n}=1.5/\sqrt{16}=1.5/16=1.5/4=0.375$

الفصل الثانى: التوزيعات المجتمعية الاحتمالية والتوزيعات العينية

$$t = \frac{\overline{x} - \mu}{S_{x'}} = \frac{5-4}{0.375} = \frac{1}{0.375} = 2.67$$

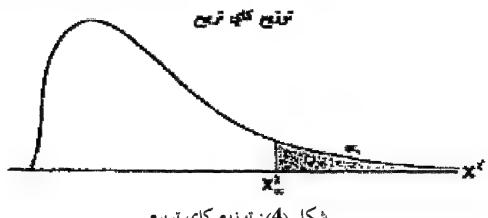
$$t \qquad 0 \qquad 5$$

$$\mu = 4 \qquad 2.67$$

ومـسن حدول t وبدرجة حرية V=n-1 = V=n-1 والبحث عن اقرب قيمة لـــ P(t=2.67) = 0.99 المحسوبة نجدها 0.99 وعليه فإن 2.67

2-4 التوزيع الاحتمالي لمربعات كاي Probability Distribution of χ^2

Chi-Square Distribution



شكل (4): توزيع كاي تربيع

توزيع χ^2 من التوزيعات الاحتمالية النظرية المستمرة، ودالة كثافته النوعية تأخذ القيم من وحيق $\infty+,$ ولكن شكله لا يشبه توزيع z, لأنه منحني يقترب للتماثل مع التوزيعات من 0جانبه الأيمن فقط، وشكل توزيعه يعتمد على درجات الحرية df لذلك هو دالة لعدد درجات الحرية ويبدأ بالشكل L ويقترب من التماثل كلما تزداد درجات الحرية.

$$\chi^2 = (\underline{n-1}) S^2$$

وهي توزيع مع (n - 1) من درجات الحرية.

التحليل الإحصائي

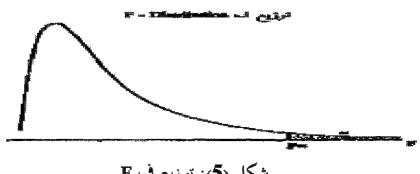
 χ^2 نستعمل جدول χ^2 حيث يمثل العمود الأيسر درجات χ^2 الحرية v والخط الأفقى يمثل مستويات المعنوية، والقيم داخل الجدول تمثل المساحات للتوزيع. مثال: إذا كان لدينا χ^2 المحتسبة هي 0.995 لعينة حجمها π فما هي قيمة χ^2 التي يقع إلى يسارها 0.995 من المساحة.

: 141

 $\chi^2_{0.995,11} = 26.757$ من الجدول

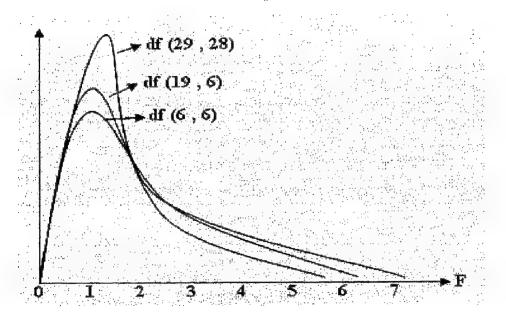
V = n - 1 = 12 - 1 = 11

2-5 التوزيع الاحتمالي الفائي F F- Probability Distribution



شكل (5): توزيع ف F

توزيع : هو توزيع ملتو جهة اليمين بمعلمتين تتمثلان بدرجتي حرية (البسط ، المقام) k-1 للبسط k-n للمقام حيث k-1 بحموع إحجام العينات، فإذا كان لدينا اختبار H لقياس معنوية الفرق بين التقديرين (F) نوجد F_{lpha} حيث lpha مستوى المعنوية المستخدم للفرضية $_{0}$ السبى ترفض إذا كان $_{\alpha}$ < $_{\alpha}$ وإلا نؤكد بوجود الاختلاف بين المتوسطات، والشكل التالي F يبين توزيع



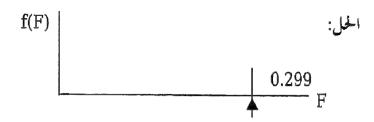
شكل (6): منحني توزيع F حسب درجات الحرية

كما في توزيعات χ^2 , χ^2 فإن توزيع χ^2 هو من التوزيعات الاحتمالية النظرية المستمرة، χ^2 χ^2 الحيد χ^2 ولكن شكله لا يسشبه توزيعي χ^2 , χ^2 لأنه يعتمد على قيمتين لدرجات الحرية χ^2 ولكن شكله لا يسشبه توزيعي χ^2 أمن χ^2 ونسبة التباين تعتمد على تباين العينتين ولا مسنهما تسبداً من 1 وحتى χ^2 ونظرياً فإن هذه القيمة تقترب من 1 لأن التباينين هما تقديرات لنفس الكمية ويرمز لها بالرمز χ^2 .

إذا كانت العينتين من مجتمعين طبيعيين منفصلين مختلفين في المتوسطات ولها نفس التباين أي: $\mu_1 \neq \mu_2$ ، $\sigma^2 = \sigma^2 = 0$ أو أن العينتين مستحوبة من نفس التوزيع الطبيعي ولكن تباينهما نفسه، يرمز للتوزيع بالرمز F.

والشكل العام لتوزيع F كما هو شكل توزيع χ^2 يبدأ على شكل حرف L عند درجات الحرية الصغيرة، ثم يصبح مفرطح باتجاه اليمين بازدياد درجات الحرية.

يستخدم الجدول في ملحق الكتاب لإيجاد المساحات تحت المنحني لتوزيع F

 v_1 =10 ودرجات حرية F عند النقطة ودرجات حرية V_1 =10 عند النقطة v_2 =10 ودرجات حرية v_2 =10 و v_2 =10 عند الناحي النحي 

 $v_{2}=8$ ومن جدول F وبدرجتي حرية $v_{1}=10$ حيث $v_{1}=10$ بالاتجاه الأفقي للحدول و P=0.95 وبذيل واحد نجد القيمة $F=\frac{1}{F_{(0.95,10.8)}}=\frac{1}{3.347}=0.299$

2-6 نظرية المعاينة Sampling Theory

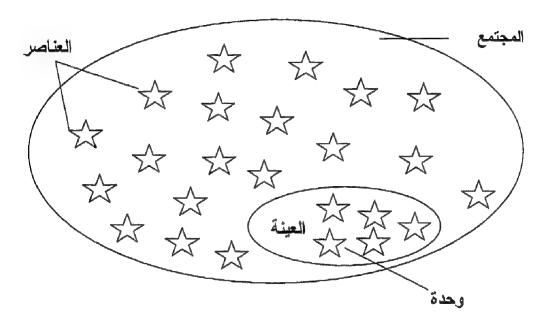
في الاحسصاء الاستدلالي حيث يتوصل الباحث الى خصائص المجتمع Population عن طريق العينة العينة، لأن دراسة المجتمع احياناً مستحيلة أو صعبة جداً ومكلفة وتحتاج الى وقت وجهد كبيرين.

المجتمع والعينة والعنصر ووحدة المعاينة

Population, Sample, Element, and Sampling Unit.

إن أسئلة البحث والأهداف التي نحتاجها هي التي تحدد مدى الحاجة إلى استخدام العينة، كمسا أن قيود الوقت والكلفة وطبيعة المحتمع المبحوث قد تحول دون قدرة الوصول إلى المحتمع الكامل لجمع البيانات منه، وهنا لابد من إتباع أحد أساليب المعاينة والتي تزودك بأساليب مختلفة لأنواع العينات.

والشكل التالي يبين العلاقة بين المحتمع والعينة والعنصر ووحدة المعاينة.



الشكل(1): المجتمع والعينة والعنصر ووحدة المعاينة.

Source: Saunders, Mark, Lewis, Philip, & Thornhill, Adrian (2007). Research methods for business students (4th ed.). Edinburgh Gate, Harlow: Pearson Education Limited. p. 205.

التوزيع Distribution: محموعة مشاهدات مهما كان عددها.

المجتمع Population: جميع المفردات التي يمكن أن يأخذها المتغير.

مجتمع العينة Sample Population: المحتمع الذي تؤخذ منه العينة.

مجـــتمع الهدف Target Population: المحتمع الذي ستعمم عليه نتائج الدراسة التي أجريت على مجتمع العينة.

العينة Sample: محموعة حزئية من المحتمع.

المؤشسر Index: تدل على جميع مقاييس النزعة المركزية والتشتت والعلاقة (الارتباط) سواء محسوبة لعينات أو لمجتمعات.

مؤشرعينة (إحصائي) Statistic:ويستخدم للعينات، مثل الوسط الحسابي لعينة 'X. مؤشر مجتمع (معلم) Parameter: ويستخدم للمحتمع، مثل الوسط الحسابي .

7-2 العينات 7-2

الجـــتمع الإحـــصائي Population: أي تجمــع معــرف من الأشياء أو الأشخاص أو الحوادث، وهو المجموعة الشاملة التي يجري اختيار العينات منها.

العينة Sample: جزء من المحتمع تتم دراسة الظاهرة عليهم من خلال المعلومات عن هذه العينة، حتى نتمكن من تعميم النتائج على المحتمع.

العينة Sample: أي مجموعة جزئية من المحتمع الإحصائي يتم جمع البيانات من خلالها بصورة مباشرة.

خصائص العينة تختلف باحتلاف العينة وحتى يكون التقدير مناسب يجب أن تكون العينة تتمتع بما يلي:

- أن تكون العينة ممثلة للمحتمع.
- أن يكون حجم العينة مناسب.

العينة الممثلة للمحتمع: هي العينة التي يتم اختيارها بطريقة عشوائية.

أسباب استخدام العينات Reasons for using Samples:

- 1. صعوبة حصر أفراد المجتمعات في وقت واحد.
 - 2. تقليل نفقات الدراسة.
- 3. صعوبة تأمين العدد الكافي من المختصين الذين تحتاجهم الدراسة.
 - 4. التقليل من الوقت اللازم لإجراء الدراسة والتمكن من تحديده.
 - 5. الحصول على دقة قريبة من استخدامنا للمجتمع.

عدد أفراد العينة Number of Sample's Persons

- 1. لا يوجد قانون محدد لتحديد حجم العينة.
- 2. الدراسات المسحية: 20% من أفراد المجتمع إذا كان صغير نسبياً (500-1000) وتصبح 5% من أفراد المجتمعات الكبيرة جداً.
 - 3. العينة تكون 30 فرداً من أفراد المحتمعات الصغيرة. ولا تقل عن ذلك.
 - 4. الدراسات الارتباطية: 30 فرداً لكل متغير في الارتباط والانحدار المتعددين.

- 5. البحوث التحريبية: 15 فرداً في كل مجموعة.
- 6. التحليل العاملي: أن يكون حجم العينة من خمسة إلى عشرة أمثال عدد الفقرات. ويبين الجيدول (1.4.) حجم العينة المطلوب اعتماداً على هامش الخطأ المسموح به، ومنه يتبين أنه كلما قل هامش الخطأ المسموح به زاد حجم العينة.

الجدول (1) اختلاف حجم العينة المطلوب باختلاف هامش الخطأ المسموح به.

	(Margin o	محد المحتمد الكا		
(%1)	(%2)	(%3)	(%5)	حجم المجتمع الكلي
50	49	48	44	50
99	96	91	79	100
148	141	132	108	150
196	185	168	132	200
244	226	203	151	250
291	267	234	168	300
384	343	291	196	400
475	414	340	217	500
696	571	440	254	750
906	702	516	278	1000
1655	1091	696	322	2000
3288	1622	879	357	5000
4899	1936	964	370	10000
8762	2345	1056	383	100000
9513	2395	1066	384	1000000
9595	2400	1067	384	10000000

Source: Saunders, Mark, Lewis, Philip, & Thornhill, Adrian (2007). Research methods for business students (4th ed.). Edinburgh Gate, Harlow: Pearson Education Limited. p. 212.

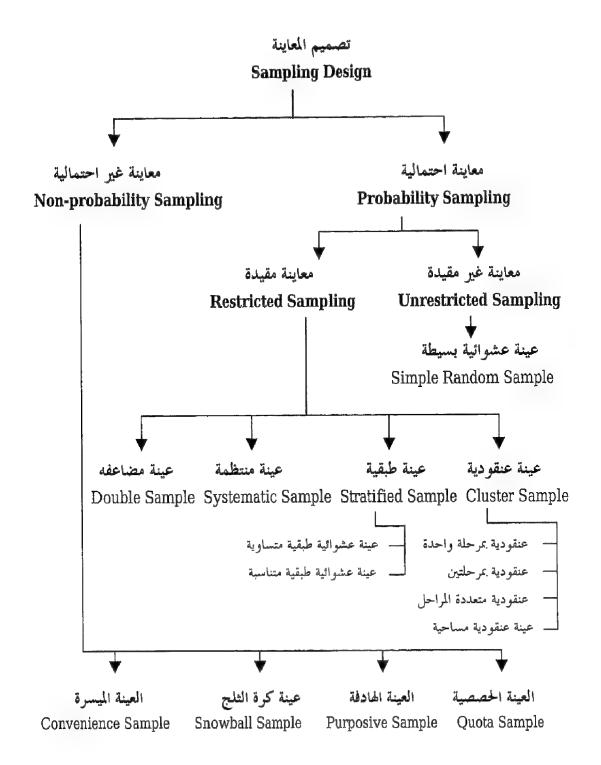
كما قدم كل من كريجيسي ومورجان (Krejcie & Morgan, 1970) حدول يسهل اتخساذ قرار حيّد لتحديد حجم العينة المطلوبة اعتماداً على حجم المحتمع الكلي وهامش الخطأ المسموح به (5%).

الجدول (2) على حجم المجتمع الكلي (هامش الخطأ المسموح به (5%)).

((,,,,),,,,	,	ا العالمي (العالم			
العينة	المجتمع	العينة	المجتمع	العينة	المجتمع
(n)	(N)	(n)	(N)	(n)	(N)
291	1200	140	220	10	10
297	1300	144	230	14	15
302	1400	148	240	19	20
306	1500	152	250	24	25
310	1600	155	260	28	30
313	1700	159	270	32	35
317	1800	162	280	36	40
320	1900	165	290	40	45
322	2000	169	300	44	50
327	2200	175	320	48	55
331	2400	181	340	52	60
335	2600	186	360	56	65
338	2800	191	380	59	70
341	3000	196	400	63	75
346	3500	201	420	66	80
351	4000	205	440	70	85
354	4500	210	460	73	90
357	5000	214	480	76	95
361	6000	217	500	80	100
364	7000	226	550	86	110
367	8000	234	600	92	120
368	9000	242	650	97	130
370	10000	248	700	103	140
375	15000	254	750	108	150
377	20000	260	800	113	160
379	30000	265	850	118	170
380	40000	269	900	123	180
381	50000	274	950	127	190
382	75000	278	1000	132	200
384	1000000	285	1100	136	210
auros Calraran	Hma (2003)	Decearch me	thade for huci	nocc. A ckill-l	buildina appro

Source: Sekaran, Uma (2003). Research methods for business: A skill-building approach (4th ed.). New York: John Wiley & Sons Inc., p. 294.

تصنف العينات إلى عينات احتمالية وعينات غير احتمالية: يبين الشكل (2) الأساليب المختلفة التي يمكن إتباعها في اختيار العينة.



أولاً: العينات غير الاحتمالية Non probabilistic Samples

هـــي عينات يتدخل فيها ميل الباحث وتحيزه بدرجة كبيرة في اختيار أفرادها، ويصعب تعميم نتائجها على جميع أفراد المجتمع. ومنها ما يلي:

1. العينة الميسرة Convenience Sample

تت ضمن العينة الميسرة اختيار جزافي أو مصادفة للحالات المدروسة والتي من السهولة الحصول على سهولة الوصول والاتصال الحينة بناء على سهولة الوصول والاتصال بالأعضاء، وهي سريعة التنفيذ وقليلة الكلفة، ولكن لا يمكن تعميم نتائجها. وغالباً ما تخدم هذه العينة كدراسة قبلية/ أولية أكثر من كونما عينة مهيكلة متكاملة (Saunders et al., 2007, 234).

ومعال ذلك إذا أراد الباحث أن يتعرف على رأي الطلبة المبدئي في أداء المواصلات في حامعة ما فإنه يقوم بسؤال أول (50) طالب أو طالبة يواجههم عند البوابة الرئيسة ليتعرف على آرائهم في أداء المواصلات في تلك الجامعة.

2. العينة الهادفة Purposive Sample

تـستخدم العيـنة الهادفة للحصول على معلومات من شريحة مُحدّدة قادرة على توفير المعلـومات، إمـا بسبب موقعهم، أو لان بعض المعايير التي وضعها الباحث تتوفر فيهم؛ لألهم أفـضل الأشـخاص القادرين على توفير المعلومات، حيث يتم اختيار وحدات العينة بناء على الخـبرات في الموضـوع الذي يدرس. وتستخدم العينة الهادفة عندما تكون المعلومات المطلوبة متوفـرة لدى فئة معينة من الأفراد، فهي التي تملك المعرفة في الموضوع المبحوث وتستطيع تقديم المعلومة.

وتستخدم العينة الهادفة في الغالب عندما نتعامل مع عينات صغيرة، أو عندما نتعامل مع حالات نريد منها معلومات خاصة (Neuman, 2000).

ومـــثال ذلك: لو أردنا الوصول إلى إجابة السؤال التالي: ماذا يلزم المديرة للوصول إلى مراكز القمة؟ فإن العينة الهادفة المناسبة هنا هي مجموعة النساء التي احتلت مراكز عليا؛ إذ يكون لديهن معرفة متخصصة في ذلك الموضوع نتيجة الخبرة.

3. العينة الحصصية Quota Sample

تستخدم العينة الحصصية في مقابلات المعاينة (Survey) وهي غير عشوائية تماماً، وتقوم على افتراض أن العينة تمثل المجتمع وان التغيّر بالنسبة لمتغيرات العينة الحصصية هي نفسها بالنسبة لمتغيرات المجتمع، لذا فإن العينة الحصصية هي نوع من العينة العشوائية الطبقية ولكنها تختار أفراد الطبقة بطريق غير عشوائي، إذ تعتمد على تقسيم المجتمع إلى مجموعات خاصة، ثم حساب حصة كل مجموعة اعتماداً على علاقتها بالبيانات المتوفرة وحمم المجتمع، ثم الحصول على تلك الحصة بأيسر الطرق (Saunders et al., 2007, 226).

وتــستخدم العيـنة الحصـصية عندما يكون هناك صفات محدّدة يجب أن تؤخذ مسبقاً بالاعتـبار في العينة مثل: (الجنس، الوظيفة، التوزيع الجغرافي)، إذ لابد والحالة هذه من توزيع العينة بالحصة على المحتمع لتُمثّل التنوّع بداخله.

ومـــثال ذلــك: إذا أردنا توجيه سؤال معين إلى مجموع العمال والعاملات في الشركة المــتحدة، وتـــبين إن العمالــة في الشركة تتكون من (30%) من العمال الذكور، بينما نسبة (70%) من العمالة إناث، وتقرر أن يكون إجمالي العينة (10) أشخاص. فإننا سنوجه السؤال إلى أول (3) عمال ذكور، وأول (7) عاملات إناث تتم مواجهتهم في ظروف مريحة وبصورة كيفية دون الاعتماد على الأسلوب العشوائي ليصبح مجموع العينة (8+7=01) أشخاص.

ومن العوامل التي تشجع على العينة الحصصية توفير الوقت والكلفة والجهد، والحصول على إجابات سريعة من العينة، كما ألها تصبح ضرورة عندما يكون شريحة في المجتمع ذات تمثيل قليل و نرغب في إشراكها في العينة المحتارة.

4. عينة كرة الثلج Snowball Sample

تستخدم عينة كرة الثلج عندما نواجه صعوبة في تحديد أعضاء المحتمع المرغوب دراسته، حيث يبدأ الباحث بعينة صغيرة ميسرة، ثم تبدأ العينة بالكبر شيئاً فشيئاً مع سير الدراسة.

وفي هذه الحالة نحتاج إلى الخطوات التالية: (Saunders et al., 2007, 232)

- الاتصال بواحد أو اثنين من حالات المحتمع المرغوب دراسته.
- سؤال هؤلاء لتحديد حالات أخرى يمكن الرجوع إليها لتوفر المعلومات لديهم.

- سؤال الحالات الجديدة لتحديد حالات أخرى جديدة، وهكذا.
- الــتوقف عندما لا نستطيع الوصول إلى حالات جديدة، أو الوصول إلى حجم عينة مقبول.

ومثال ذلك: إذا أراد باحث أن يدرس تأسيس الإمارة عام 1921 عن طريق المقابلات مسع الأفراد الذين عايشوا الحدث، ونلاحظ في هذه الحالة أن الأفراد الذين عايشو الحدث ولا زال علمي قيد الحياة قد يكون عددهم قليل، ولذلك يقوم الباحث بتحديد والاتصال بواحد أو أشنين من هؤلاء الأفراد، ثم يقوم بالاستدلال منهم على أفراد آخرين وهكذا حتى لا يستطيع الوصول إلى أفراد جدد، أو يكون قد استوفى البيانات التي يرغب بجمعها لبحثه.

ثانياً: العينات الاحتمالية Probabilistic Samples:

عينات يتم اختيارها بطرق تعتمد مباديء الاحتمالات بغرض تمثيل المجتمع، ومنها ما يلي:

1. العينات العشوائية البسيطة Simple Random Samples:

اختيبار عدد معين من أفراد المحتمع بحيث يكون لأي فرد من الأفراد الفرصة نفسها للظهور في هذه العينة، وتستخدم للمحتمع الذي يتكون من عناصر متحانسة.

حجم العينة = نسبة العينة * عدد أعضاء الجتمع

2. العينات العشوائية الطبقية Stratified Random Sample:

يستم الحسول عليها بتقسيم المحتمع الأصلي إلى طبقات أو فئات وفقاً لخاصية معينة كالجسنس أو مسستوى التعليم، فإذا كانت عناصر المحتمع غير متحانسة فإننا نقسم المحتمع إلى طبقات، ثم نأحذ عينة عشوائية بسيطة من كل طبقة تتناسب مع حجم الطبقة.

ويمكن تقسيم العينة الطبقية العشوائية إلى:

• توزيمع متمساوي (Equal Distribution) وهنا تقسم العينة الكلية على الطبقات بالتساوي.

• توزيع متناسب/ نسبي (Proportional Distribution) حيث يؤخذ عدداً من كل طبقة يتناسب مع حجم الطبقة في المجتمع.

العينة الطبقية = (حجم الطبقة / حجم الجتمع) * حجم العينة

مثال: رأي الآباء والأمهات حول قضية معينة.

99-2003 أردنا اختار عينة طبقية حجمها ن = 100 من مجتمع مكون من 100 شخص وينقسم إلى طبقتين(400ذكور، 600 إناث)، فإن هذه العينة ستكون مكونة من:

2003-85 في دراسة إحصائية استهدفت طلبة كليات المجتمع، أخذت عينة عشوائية من كل كلية يتناسب عددها مع عدد الطلبة فيها، فإن هذه العينة تسمى:

أ) عنقودية ب) منتظمة ج) معيارية د) طبقية.

2005-81 كلية تضم عدة تخصصات مختلفة، يراد اختيار عينة تمثل كل الطلاب في الكلية، فإن أفضل اسلوب لاختيار هذه العينة هو العينة العشوائية:

أ) البسيطة ب) المنتظمة ج) الطبقية د) العنقودية.

2-2002 عـدد المهندسين المسحلين في نقابـة المهندسين 35000 مهندس و 15000 مهندس و الأنسب و 15000 مهندسة، وأردت اختيار عينة عددها (500) مهندس ومهندسة، فالطريقة الأنسب في اختيار هذه العينة على أساس نقابي هي العينة:

أ- العشوائية. ب- المنتظمة. ج- العنقودية. د- الطبقية.

3. العينات العشوائية العنقودية Cluster Random Samples

عندما نواجه في بعض الدراسات التطبيقية أن وحدات بعض المجتمعات تكون على شكل تجمعات وغالبا ما تكون متشابحة إلى حد كبير بالنسبة للخاصية التي نقوم بدراستها مثل: المدن، الشوارع، الكليات، وغيرها فإن هذه التجمعات عندها تسمى عناقيد (Cluster) إذ يحوي كل عصنقود منها على عدد من عناصر المجتمع الأصلية والتي غالبا ما تكون متجانسة، فإننا نلجأ في هذه الحالة إلى العينة العنقودية.

تتميز بحموعات الدراسة المحتلفة في المعاينة العنقودية بعدم التجانس بين عناصر كل مجموعة، حيث يوجد اختلافات بين العناصر المشكلة للمجموعة الواحدة، مع وجود تجانس بين المحموعات الجزئية (العناقيد). أي تجانس بين العناقيد ككل، ولكن عدم تجانس داخل العنقود نفسه.

وتقسم العينة العنقودية إلى:

- عينة عنقودية بمرحلة واحدة Single-Stage Cluster Sampling
 - عينة عنقودية بمرحلتين Duple-Stage Cluster Sampling
- عينة عنقودية متعددة المراحل Multi-Stage Cluster Sampling
 - معاينة مساحية Area Cluster Sampling

4. العينات العشوائية المنتظمة Systematic Random Samples

وهي نادرة الاستعمال وتتصف بانتظام الفترات بين وحدات الاختيار، أي أن الفرق بين كل اختيار والذي يليه متساوياً في كل الحالات، ويستعمل إذا توفرت قائمة بأسماء أفراد المحتمع فإنسنا نستطيع اختيار أفراد العينة بحيث يكون الفرد ذو ترتيب معين ضمن أفراد المحتمع ويكون اختيار الفرد الأول من القائمة عشوائياً، مثال: اختيار (100) طالب من أصل (1000) طالب في الجامعة.

نحدد مقدار الفترة=عدد طلاب الجحتمع/عدد طلاب العينة = 100/1000=10 كند مقدار الفترة=عدد طلاب الجحتمع/عدد طلاب العينة = 100/1000=10 كنديد نقطـــة البدء ويتم اختيارها عشوائياً من 9-0 ولنفترض الرقم 8 هو الاختيار الأول، ونزيد لكل اختيار يليه الرقم 10

98

5. العينات المعيارية Standard Samples

عينة تمثل المجتمع الإحصائي تمثيلاً صادقاً وتتفق مقاييسها الإحصائية مع مقاييس المجتمع (الوسط، الوسيط، الانحراف المعياري) ويتم اختيارها بصورة تتابعية.

22-2004 من العينات الاحتمالية العشوائية:

أ) القصدية. ب) الحصصية. ج) العنقودية. د) الصدفة.

أخطاء العينات Samples Errors

إن النـــتائج الــــي نحصل عليها من العينات لا تكون مطابقة تماماً للنتائج في حالة المسح الشامل وذلك لأن نتائج العينات تتعرض لمجموعة من الأخطاء منها ما يلي:

- 1. أخطاء عشوائية (أخطاء الصدفة) Random Errors: والسبب في هذا الخطأ هو طريقة اختيار العينة، مثل اختيار (حجم العينة، نوع العينة، تباين عناصر المجتمع).
- 2. أخطساء التحيسز Bias Errors: سببه زيادة أو نقص في البيانات، وقد يحث هذا الخطأ أيضا في المسح الشامل وذلك للأسباب التالية:
 - أ- الإجابات الخاطئة التي قد يتسبب فيها جامع البيانات.
 - ب- أخطاء من قبل المستجيب لعدم فهمه السؤال.
 - ج- أخطاء من قبل المستحيب لأمور شخصية.
 - د- التحيز في عناصر المجتمع التي تم اختيارها.
 - ه- عدم الوصول إلى مفردات العينة واستبدالها بأخرى.
 - و- عدم وجود إطار سليم للعينة.

2002-1 يقصد بالعينة:

أ- المشاهدات التي يتم تطبيقها على جميع أفراد مجتمع الدراسة.

ب- مجموعة جزئية من مجتمع الدراسة.

ج- إحدى وسائل المسح الشامل.

د- طريقة إحصائية في قياس الترعة المركزية.

7-2002 يمكننا الحكم على مدى تمثيل عينة ما للمجتمع المأخوذة منه من خلال:

أ- تجانس أفراد عينة الدراسة.

ب- تمثيل العينة بنسبة تزيد على 10%

ج- بعد أو قرب متوسط العينة عن متوسط مجتمعها مقدراً بوحدات الخطأ المعياري.

د- العينة منتظمة.

-2002-8 أفضل نسبة في اختيار عينة الدراسة من مجتمع كبير برأي الاحصائيون: أ- 2% ب- 4% د- 10%

27-2005 العينة الأكثر دقة في تمثيل المجتمع غير المتجانس هي:

أ- العشوائية البسيطة. ب- المنتظمة. ج-الطبقية. د-متعددة المراحل.

73-2005 مستوى القياس الذي تستخدم فيه الأرقام بهدف التصنيف فقط هو:

أ- الاسمي. ب- الرتبي. ج- النسبي. د- الفئوي.

92-2002 العينة التي تمنح كل فرد من أفراد المجتمع نفس الفرصة في الاختيار ليكون أحد أفرادها هي العينة:

أ- الطبقية. ب- العشوائية البسيطة. ج- المنتظمة. د- متعددة المراحل

93-2006 مستوى القياس الذي تكون وحداته متساوية وليس له صفر مطلق هو: أ- النسبي. ب- الرتبي. ج- الفئوي. د- الاسمي.

2006-100 المقصود بمجتمع الدراسة في الإحصاء:

أ) الأفراد الذين تحرى عليهم الدراسة. ب) العينة التي تقع عليها الدراسة.

ج) الأفراد الذين تعمم عليهم نتائج الدراسة. د) جزء من عينة الدراسة.

8-2 توزيع المعاينة Sampling Distribution

يخضع المحسم الذي تؤخذ منه العينة لتوزيع معين وهو توزيع المحتمع الاحتمالي لمتغير عشوائي يمثل وحدات ذلك المحتمع، وإن التوزيع الاحتمالي للاحصاءة يدعى بتوزيع المعاينة لتلك الاحصاءة والمتمثل بثوابت تعين هذا التوزيع تماماً وتسمى معلمات.

اذا كان المحتمع يخضع لتوزيع طبيعي فإن المعلمين هما الوسط الحسابي μ والانحراف المعسياري μ فسإذا كانست معلومة فيمكن عندئذ ايجاد جميع الاحتمالات المتوقعة لهذا المحتمع وكذلك الحال إن كان المحتمع يخضع لتوزيع ذو حدين فإن المعلمة هي احتمال النحاح (μ)، فإنسنا نستطيع معرفة توزيعه أي يمكن تحديد مجتمعه، أي أن دالة الكثافة الاحتمالية للمتغير (μ) والذي يمثل أي فرد من أفراد ذلك المحتمع يكون قد تحدد تماماً، وبعد ذلك يمكن حساب بعض المقاييس عن هذه العينة مثل الوسط الحسابي للعينة الواحدة هو (μ) ويسمى بإحصاءة العينة وهذه القيمة ربما تتغير من عينة إلى أخرى، وأن قيمة الوسط كما ذكرنا فإنما تتغير من عينة إلى أخرى لذا فالمتغير العشوائي هنا هو (μ) أي أن قيمة هذا الإحصاءة (μ) أي أن قيمة هذا الإحصاءة المينة، وهذه التوزيع الاحتمالي لإحصاءة العينة، ومنها يمكن التوصل إلى تعريف الانحراف القياسي لتوزيع المعاينة والذي يدعى بالخطأ القياس للإحصاءة.

نظرية: إذا كان (\overline{x}) يخضع لتوزيع وسطه μ وتباينه σ^2 وكان (\overline{x}) يمثل الوسط الحسابي لعينة حجمها π والمسحوبة من هذا المجتمع فإن القيمة المتوقعة لهذا الوسط هو μ الحسابي لعينات الوسط الحسابي لحميع الأوساط الحسابية للعينات التي سحبت منها هذه العينات، أما تباين (\overline{x}) هو:

$$\sigma_{\overline{x}}^2 = \frac{\sigma^2}{n}$$

أي أن تباين هذه العينات يعتمد على تباين المجتمع وعلى حجم العينة، وهو بذلك أقل من تباين المجتمع، وبالتالي كلما كبر حجم العينة قل مقدار الخطأ القياسي للوسط الحسابي (\overline{X}) ونقرب وسط تلك العينة من الوسط الحسابي للمجتمع لذا يمكن استخدام تقدير الوسط الحسابي كتقدير لـ μ ، ويجب توفر شرط الإرجاع.

التحليل الإحصائي

توزيع المعاينة للوسط الحسابي من مجتمع طبيعي:

Sampling Distribution for the Mean of Normal Population:

إذا ســحبت عيــنة عشوائية حجمها (n) من مجتمع كبير له وسط حسابي (5) وتباين معلــوم σ^2 فإنَّ توزيع المعاينة للوسط الحسابي $\overline{(x)}$ يقترب من التوزيع الطبيعي بوسط حسابي . $\mu_{\overline{x}} = \mu$

والانحراف المقياسي:

$$\sigma_{\overline{x}}^2 = \frac{\sigma^2}{n}$$

وأن (z) هــي قيمة المتغير الطبيعي القياسي الذي له وسط حسابي مساوياً صفر وبتباين مقداره واحد.

وهذا ما يسمى بتوزيع المعاينة للوسط الحسابي (\overline{x}) .

مثال (2):

تخضع علامات الطلاب في مادة الإحصاء لتوزيع الطبيعي بمعدل (70) وانحراف معياري (20)، سحبت منه عينة عشوائية حجمها (36) طالباً، أوجد:

- توزيع المعاينة لهذه العينة.

- احسب احتمال أن يزيد معدل علامات الطلاب عن (78).

الحل:

$$\mu_{\bar{x}} = \mu = 70$$

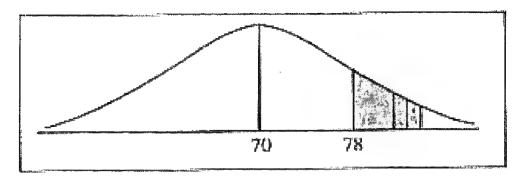
$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{20}{\sqrt{36}} = \frac{20}{6} = 3.3$$

وإنَّ توزيع المعاينة هو:

 $\overline{X} \sim N(70,10.89)$

لإيجاد الاحتمال لدينا:

$$p(\overline{x} \ge 78) = p\left(\frac{\overline{x} - 70}{3.3} \ge \frac{78 - 70}{3.3}\right)$$
$$= p\left(Z \ge 2.42\right)$$



$$P(Z \ge 2.42) = 0.5 - p(0 < Z < 2.42)$$

وباستخدام حدول التوزيع الطبيعي:

$$P(Z \ge 2.42) = 0.5 - 0.4922 = 0.0074$$

توزيع المعاينة للفرق بين وسطين:

Sampling Distribution for the Difference Between Two Sample Means: في حالة معلومية تباين المجتمعين الموزعين توزيعاً طبيعياً

نفسرض أن لدينا مجتمعين، الأول بوسط μ_1 وتباينه σ_1^2 والمجتمع الثاني وسطه الحسابي وتباينه σ_2^2 والمجتمعين يتبعان التوزيع الطبيعى:

نظرية: سحبت عينة عشوائية حجمها (n_1) من مجتمع طبيعي معدله وتباينه μ_1 من معدله على معدله وعيسنة ثانسية مستقلة عن العينة وعيسنة ثانسية مست محتمع طبيعي أيضاً معدله μ_2 وتباينه σ_2^2 والعينة الثانية مستقلة عن العينة الأولى، فإذا كان (\overline{X}_1) عثل الوسط الحسابي للعينة الأولى، و (\overline{X}_2) عثل الوسط الحسابي للعينة الثانسية، فإن توزيع المعاينة للفرق بين متوسطيهما $(\overline{X}_1 - \overline{X}_2)$ يتبع التوزيع الطبيعي ذا المعدل والتباين:

$$\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}$$

فإنَّ توزيع المعاينة يكون:

$$(\overline{X}_{1} - \overline{X}_{2}) \sim N \left(\mu_{1} - \mu_{2}, \frac{\sigma_{1}^{2}}{n_{1}} + \frac{\sigma_{2}^{2}}{n_{2}} \right)$$

$$Z = \frac{(\overline{X}_{1} - \overline{X}_{2}) - (\mu_{1} - \mu_{2})}{\sqrt{\frac{\sigma_{1}^{2}}{n_{1}} + \frac{\sigma_{2}^{2}}{n_{2}}}}$$

يخضع لتوزيع طبيعي معياري بوسط مساوي إلى الصفر وانحراف معياري يساوي واحد، أي أنَّ:

$$\mu_{X1-X2} = \mu_1 - \mu_2 \sigma_{X1-X2} = \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}$$

مثال (3):

سحبت عينيتين عشوائيتين من شركتين مختلفتين لإنتاج العدد الزراعية وكانت الأجور المدفوعة من قبل الشركة المدفوعة من قبل الشركة الشركة (36) عاملاً تساوي ديناراً أردنياً بانحراف معياري (36) ديناراً، أما الأجور المدفوعة مسن قبل الشركة (B) إلى (40) عاملاً تساوي (186) ديناراً بانحراف معياري (40) ديناراً، المسركة (A) لما متوسط على الأقل (60) ديناراً فأكثر من متوسط الأجور المدفوعة من قبل الشركة (A) لها متوسط على الأقل (60) ديناراً فأكثر من متوسط الأجور المدفوعة للشركة (B).

الحل: المعلومات المتوفرة في المثال يمكن توضيحها كما يلي:

	الشركة (B)	الشركة (A)
الوسط الحسابي	$\mu_2 = 180$	$\mu_1 = 230$
الانحراف المعياري	$\sigma_2 = 40$	$\sigma_1 = 36$
حجم العينة	$n_2 = 49$	$n_1 = 36$

الفصل الثاني: التوزيعات المجتمعية الاحتمالية والتوزيعات العينية

$$\mu_{X1-X2} = \mu_1 - \mu_2$$

$$= 230 - 180$$

$$= 50$$

$$\sigma_{X1-X2} = \sqrt{\frac{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}$$

$$= \sqrt{\frac{(36)^2 + (40)^2}{49}} = 8.3$$

$$P(\overline{X_1} - \overline{X_2} \ge 60) = P\left\{\frac{(\overline{X_1} - \overline{X_2}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \ge \frac{60 - 50}{8.3}\right\}$$

$$P(Z \ge \frac{10}{8.3}) = P(Z \ge 1.204) = 0.5 P(0 \le Z \le 1.204)$$

$$= 0.5 - 0.3925 = 0.1075$$

:Sampling Distribution for Proportion توزيع المعاينة للنسب-2

إذا كانت قيمة كل عنصر متمثلة بالنجاح أو الفشل فإننا نسمي كل مشاهدة من هذا المحتمع "تجسربة بيرنوللي" حيث أن احتمال النجاح يساوي (p) واحتمال الفشل يساوي (p) علماً بأن (p + q = 1) وعندما نسحب عينة عشوائية حجمها (n) فإنّه يجب إعادة التجربة (n) مسن المحساولات، وبذلك فإنّ توزيع المعاينة للمتغير العشوائي (x) المتمثل بعدد النجاحات في العيسنات ذات حجسم (n) يمكسن أن يكون قريباً من التوزيع الطبيعي بوسط حسابي قدره والحساب وانحسراف قياسي $\sigma = \sqrt{npq}$ علماً بأن نسبة النجاح مختلفة من عينة إلى أخرى وعلى شرط ألا تكون قريبة من الصفر أو الواحد.

$$\hat{P} = \frac{x}{n}$$
 بالمقدار: (p) بالمقدار: يمكن التعبير عن نسبة النجاح

حيث أن (x) = عدد المحاولات (النجاحات).

العينة. \hat{p} = نسبة النحاح في العينة.

وكما ذكرنا أن \hat{p} تختلف من عينة إلى أخرى فإن توزيع المعاينة لـــ(x) عدد النجاحات في العينات ذات الحجم (x) يمكن أن يكون قريباً من التوزيع الطبيعي بوسط حسابي قدره:

$$\mu_p = E(\hat{P}) = E(\frac{X}{n}) = \frac{np}{n} = p$$

وبتباين:

$$\sigma_p^2 = \operatorname{var}(\hat{p}) = \operatorname{var}\left(\frac{X}{n}\right) = \frac{npq}{n^2} = \frac{pq}{n}$$
 على شرط أن تكون قيم (p) قريبة من الصفر أو الواحد.

نظرية:

سحبت عينة عشوائية حجمها (n) من مجتمع إحصائي يخضع لتوزيع بيرنوللي، أي ذات \hat{p} المحدين \hat{p} المحدين \hat{p} المحدين \hat{p} المحدين \hat{p} المحدين \hat{p} المحدين المحديث ا

$$\sigma_{\,\dot{p}}\,=\,\sqrt{\frac{pq}{n}}$$

لذا فإنَّ القيمة المعيارية (Z) هي:

$$Z = \frac{\hat{P} - P}{\sqrt{\frac{pq}{n}}}$$

$$\hat{P} = \frac{X}{n}$$

مـــثال (4): إذا كـــان احتمال نجاح الطالب في مادة الاحصاء هو 0.8 وسحبت عينة عشوائية حجمها 49 طالباً، أوجد احتمال ($\hat{p} < 0.92$)

الحل: باستخدام النظرية يمكن إيجاد قيم الاحتمال أعلاه كما يلي:

$$P \left(0.7 \le \hat{P} \le 0.92\right)$$

$$P \left\{ \frac{0.7 - 0.8}{\sqrt{\frac{(0.8)x(0.2)}{49}}} \le Z \le \frac{0.92 - 0.8}{\sqrt{\frac{(0.8)x(0.2)}{49}}} \right\}$$

$$= P \left\{ \frac{-0.1}{0.06} \le Z \le \frac{-0.12}{0.06} \right\}$$

$$= P \left(-1.66 \le Z \le 2\right) = P \left(0 \le Z \le 2\right) + P \left(0 \le Z \le 1.66\right)$$

$$= 0.4772 + 0.4515 = 0.9287$$

توزيع المعاينة للفرق ما بين نسبتين:

Sampling Distribution for Differences Between Two Proportions:

نظرية: سحبت عينتان عشوائيتان حجمها (n_1, n_2) من مجتمعين مستقلين يخضع الأول (n_1, n_2) من جند عينتان عشوائيتان حجمها (n_1, n_2) من جند عينتان عشوائيتان عشوائيتان حجمها والمنات أن أرقاب المنات المنا

لتوزيع ذي الحدين (B (n1, p1)، والثانية أيضاً تخضع لتوزيع ذو حدين (B (n2, p2)، وأن:

$$\mu_1 = n_1 p_1$$
 , $\sigma_1^2 = n_1 p_1 q_1$

$$\mu_1 = n_2 p_2$$
 , $\sigma_1^2 = n_2 p_2 q_2$

فتوزيع المعاينة للفرق ما بين $\hat{P}_{1}-\hat{P}_{1}$ يقترب من التوزيع الطبيعي بوسط:

$$\mu_{\hat{p}1-\hat{p}2} = p_1 - p_2$$

وانحراف قياسي:

$$\sigma_{p_1-p_2} = \sqrt{\frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2}}$$

لذا فإنَّ القيمة المعيارية لهما:

$$Z = \frac{\hat{P}_1 - P_2 - (P_1 - P_2)}{\sqrt{\frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2}}}$$

مثال (5):

إذا كانت نسبة النجاح في مادة الإحصاء في جامعة مؤته تساوي (0.8)، وكانت نسبة النجاح لنفس المادة في جامعة الاسراء تساوي (0.75)، سحبت عينة عشوائية حجمها (70) طالباً من جامعة مؤته وعينة ثانية من جامعة الاسراء حجمها (35).

أوجد احتمال أن تزيد نسبة النجاح في جامعة مؤته عن نسبة النجاح في جامعة الاسراء بمقدار (0.1) على الأكثر.

الحل:

$$P\left(\hat{P}_1-\hat{P}_2\leq 0.10
ight)$$
 المطلوب هو إيجاد

و باستخدام النظرية أعلاه فإن هذا الاحتمال يساوي:

$$p(\hat{p}_1 \ \hat{p}_2 \le 0.10)$$

$$= p\left\{ \frac{\hat{P}_1 - \hat{P}_2 - (p_1 - p_2)}{\sqrt{\frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2}}} \le \frac{0.10 - (0.8 - 0.75)}{\sqrt{\frac{(0.8)x(0.2)}{70} + \frac{(0.75)x(0.25)}{35}}} \right\}$$

$$= p\left\{ Z \le \frac{0.05}{0.0873} \right\} = p\left\{ Z \le 0.573 \right\}$$

$$= 0.5 + P\left\{ 0 \le z \le 0.573 \right\}$$

$$= 0.7157$$

أي أن نسبة النجاح في مؤته تزيد بــ(71%) عنها في جامعة الاسراء.

توزيع المعاينة للتباين (Sampling Distribution for the Variance):

إذا سلحبنا عينات عشوائية كل منها ذات حجم n من مجتمع طبيعي تباينه σ^2 ثم أعيد الاحتيار لعدة مرات وحسب تباين كل عينة S_i^2 فإننا نحصل على الإحصاءة S^2 .

نان المعاينة S_2 ليس ذا مكانة عملية في الإحصاء لذا نتيجة إلى توزيع المعاينة لــــ:

$$x^{2} = \frac{(n-1)S^{2}}{\sigma^{2}}$$

هذا يعني أن توزيع المعاينة إلى التباين يخضع لتوزيع مربع كاي وبدرجة حرية (n-1). $\frac{1}{2}$ $\frac{$

$$x^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$$

هي قيمة المتغير العشوائي (x^2) الذي له توزيع مربع كاي بدرجة حرية (n-1).

هم قيمة المتغير العشوائي (x^2) الذي له توزيع مربع كاي بدرجة حرية (x^2) .

هم قيمة المتغير العشوائي علامات الطلاب في مادة القياس والتقويم لتوزيع طبيعي بمعدل (x^2) معدل - جد توزيع المعاينة لهذه العينة.

- احسب احتمال أن يزيد معدل علامات الطلاب عن 78

$$\mu = \mu = 70$$

 $\sigma = \sigma / \sqrt{n} = 10 / \sqrt{25} = 10 / 5 = 2$

ان توزيع المعاينة هو:
$$\overline{x} \sim N(\mu \, , \, \sigma^2/n)$$

$$\overline{x} \sim N(\mu \, , \, \sigma^2/n)$$

$$\overline{x} \sim N(70 \, , \, 100/25) \, , \, \overline{x} \sim N(70 \, , \, 4)$$

$$-78$$
 احتمال أن يزيد معدل علامات الطلاب عن -78 $= P(\overline{x} \geq 78) = P\{\overline{x} - 70/2 \geq 78 - 70/2\}$
$$= p(Z \geq 4)$$

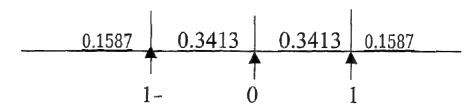
9-2 أسـئلة وتمارين Exercise

س1: ضع رمز الإجابة الصحيحة في المربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة

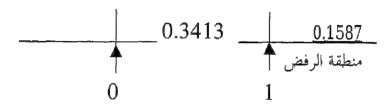
1- في المنحني الطبيعي المعياري المساحة المحصورة بين 1-Z= و 1+Z هي:

$$0.1587 - 1$$



2- إذا كان 50=X ، X=10 ، X=60 علامة الإحصاء، ما احتمال الحصول على علامة أكبر من 70؟

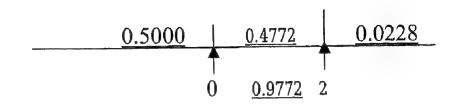
$$0.3413 - 1$$



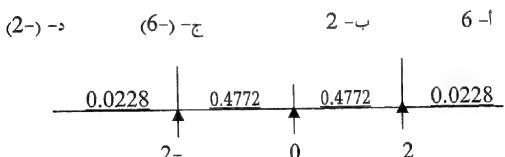
3- تضم جامعة (10000) طالباً وطالبة وتتوزع أوزانهم توزيعاً طبيعياً معيارياً بوسط حسابي X'=60 ما عدد الطلبة الذين تقل أوزانهم عن Sx=10 كغم؟

0.4772 -- 0.0228 -- 0.5000 -- 0.9772 -- 0.9

التحليل الإحصائي



-4 استعن بالجدول لإيجاد X' إذا علمت أن X = 5 ، X = 5



- 5- إذا تم تحويل علامات من مقياس إلى آخر و لم يصاحب التحويل تغييراً في شكل التوزيع فإن التحويل من النوع.....
- 6- العلامــة في توزيــع وســطه الحــسابي=0، وانحرافه المعياري=1 تسمى العلامة المعيارية
- 7- العلامــة في توزيــع وسطه الحسابي-50، وانحرافه المعياري=10 تسمى العلامة المعيارية
- * إذا كـــان لـــتوزيع وسط حسابي=30، وانحراف معياري=5 وكانت لعلامة طالب انحرافً معياريًا واحداً دون الوسط الحسابي فإن:
 - 8 العلامة الخام للطالب =
 - 9- العلامة التائية للطالب =
 - 10- يسعى الباحث إلى تحويل العلامات من توزيع إلى آخر بغرض
- 2 إذا كانست درجسات الطلاب في امتحان الرياضيات تتبع التوزيع الطبيعي، وان متوسط الدرجات هو 60 وانحرافها المعياري 10 درجات، ما هو احتمال أن تكون درجة احد الطلاب : الدرجة تقع بين0 0 0 0 0 الدرجة تقع بين0 0 0 الدرجة تقع بين

الفصل الثاني: التوزيعات المجتمعية الاحتمالية والتوزيعات العينية

- n = 1 الطالب في مادة الإحصاء هو 0.40 وأخذت عينة حجمها P <= 0.30 الذين يدرسون مادة الاحصاء، فما هو احتمال P <= 0.30
- 40 ونسبتهم في جامعة مؤته هي 40 ونسبتهم في جامعة مؤته هي 40 ونسبتهم في جامعة مؤته هي 0.60 واخدنت عيدة من طلبة جامعة اليرموك حجمها 400 وعينة من طلبة جامعة مدوته حجمها 400 وعينة من طلبة جامعة مدوته حجمها 400 وعينة من طلبة جامعة التوزيع التقريبي للفرق بين نسبتي العينتين مع ايجاد 400 احتمال 400
- N(5,0.5) النصور اليومية لعمال احدى الشركات تخضع لتوزيع طبيعي الاحسور اليومية لعمال شركة اخرى مماثلة في النشاط تخضع لتوزيع طبيعي وكانست الاحسور اليومية لعمال شركة اخرى مماثلة في النشاط تخضع لتوزيع طبيعي N(5,0.25)، واحدثت عيسنة من الشركة الأولى حجمها n=20 ومن الشركة الثانية حجمها n=10 أوجد n=10

(الْهُصَّيْلُ الْأَلْثُ الْنِثُ

التقدير وفترات الثقة تقدير معالم المجتمع من معالم العينة

(باستخدام عینة واحدة)

Estimation of Population Parameters

1-3 مقدمة Introduction

2-3 خواص جودة التقدير

Properties of Goodness of Estimation

3-3 أنواع القيم التقديرية لمعالم المجتمع.

4-3 فترات الثقة Confidence Interval

3-5 العلاقة بين معلمات المجتمع وإحصائيات العينات.

6-3 تمارىين Exercise

الفَطَيْلُ الثَّالْتِثُ

التقدير وفترات الثقة

تقدير معالم المجتمع من معالم العينة (باستخدام عينة واحدة) Estimation of Population Parameters

1-3 مقدمة Introduction

الجـــتمع Population: محتمع بيانات أو مشاهدات أو علامات يحدد هويته الباحث، ويمثل جميع عناصر الظاهرة في الدراسة.

العينة Sample: محموعة جزئية من المحتمع، أو من عناصر الظاهرة.

المؤشر Index: تدل على جميع مقاييس النزعة المركزية والتشتت والعلاقة (الارتباط) سواء محسوبة لعينات أو لمجتمعات.

مؤشـــر عــينة (إحصائي) Statistic: قيمة رقمية تصف حاصية معينة تعود للعينة مثل الوسط الحسابي لعينة $\overline{\mathbf{X}}$.

مؤشر مجتمع (معسلم) Parameter: قيمة رقمية تصف خاصية معينة تعود للمجتمع الإحصائي وتخص المجتمع، مثل الوسط الحسابي لمجتمع لل

إن الهدف الأساسي من استخدام العينات هو إيجاد تقديرات تكون ممثلة لمعالم المجتمع Population Parameters عمدوماً مشئل الوسط الحسابي والتباين والنسبة ومعامل الارتباط، وذلك لإمكانية استخدام نظرية الاحتمالات التي تقوم على أساسها هذه العينات العشوائية لدراسة الأخطاء المعيارية للتقديرات ولإيجاد فترة الثقة لقيم معالم المجتمع الحقيقية بالاستناد على نتائج العينة، وعن هذه الطريقة نتمكن من تكوين فكرة عن مدى دقة ومقبولية هذه التقديرات.

العينات Samples

العينة Sample: أي مجموعة جزئية من المجتمع الإحصائي يتم جمع البيانات من خلالها بصورة مباشرة.

3-2 خواص جودة التقدير

Properties of Goodness of Estimation

تتلخص معايير دقة التقدير بما يلي:

لعينة \overline{X} للعينة Unbiasness: وهذا يشير إلا أن تقدير الوسط الحسابي \overline{X} للعينة يعسود إلى مستغير عسشوائي مسن حيث الحجم وعملية السحب من المحتمع مستوفياً لشروط العشوائية، أي أن: $E(\overline{X}) = \mu$

 $ar{\mathbf{X}}$: متوسط العينة.

حيث أن: µ: متوسط المحتمع الذي سحبت منه العينة.

فعند تساوي كلا الوسطين يكون التقدير غير متحيز.

-2 التناسق Consistency: وهو قرب قيمة التقدير إلى قيمة المعلمة.

كلما ازداد حجم العينة يقال أن التقدير قد حقق التناسق مع العينة.

3- الكفاءة Efficiency: وتشير إلى التغاير في العينة المستخدمة لأي تقدير، إن التقدير الأقل تباين يكون نسبياً الأكثر كفاءة.

3-3 أنواع القيم التقديرية لمعالم المجتمع.

في الغالب نعمد إلى اختيار عينة Sample من المجتمع Population وبعد ذلك نحاول دراسة هـذه الظاهرة بالنسبة لأفراد تلك العينة، وبالتالي نعمل على تعميم ما نتوصل إليه من نتائج على كافة أفراد ذلك المجتمع.

تنقسم التقديرات إلى نوعين:

1- التقدير بنقطة Point Estimation

يستم التقديس هنا بنقطة واحدة أو قيمة واحدة محددة، حيث نقدر معلمة المحتمع بنقطة تحسب من بيانات العينة، مثلاً قيمة الوسط الحسابي \overline{X} باعتبارها تقديراً لمعلمة الوسط الحسابي للمحسمع μ ، إن تباين العينة μ لتقدير تباين المجتمع μ ، حيث أن معلمة التباين من العينة هو عبارة عن تباين متوسط العينة كما يلى:

$$\sigma^2_{x'} = \sigma^2/n$$
 $S_{x'} = S/\sqrt{n}$ يلي: وأن الخطأ المعياري يقدر بالاحصاءة كما يلي:

مسئال: إذا كسان لدينا عينة حجمها n=5 وقيم وحداتما هي 3,4,5,1,2 مسحوبة من محتمع مجهول المعالم.

فإن الوسط الحسابي للعينة x'=3 هي نقطة التقدير لقيمة متوسط المحتمع μ غير المعلوم. وإذا افترضنا بأن نسبة عدد القيم الزوجية للعينة μ هي المقدر لنسبة المحتمع μ هي نقطة التقدير، أي قيمة المقدر لنسبة المحتمع μ

ونفس القول عند استخدام S ليدل على التقدير للانحراف المعياري للمحتمع غير المعلوم .σ

2- التقدير بفترة Interval Estimation

4-3 فترات الثقة Confidence Interval

العلاقة بين معلمات المجتمع وإحصائيات العينات. تحدد كما يلى:

1- تقدير المتوسط الحسابي u.

قيمة متوسط المحتمع (μ) = المتوسط العام لمتوسطات تلك العينات أي أن:

ك: عدد العينات المأخوذة من حجم معين من المحتمع. لك:

 $\overline{m{X}}_1$ مـــ: متوسط المحتمع. μ م1: متوسط العينة الأولى.

 $\overline{\mathbf{X}}_{\mathrm{k}}$. $\overline{\mathbf{X}}_{\mathrm{2}}$ $\overline{\mathbf{X}}_{\mathrm{2}}$ $\overline{\mathbf{X}}_{\mathrm{2}}$ $\overline{\mathbf{X}}_{\mathrm{2}}$ $\overline{\mathbf{X}}_{\mathrm{3}}$

التحليل الإحصائي

* الأساليب الإحصائية المستخدمة في استخراج معلمات المجتمع اعتمادا على احصائيات العينة:

1- المتوسط الحسابي Mean

لتقدير قيمة متوسط المحتمع (µ) من خلال متوسط عينة مأخوذة منه 'X نلجأ إلى الأساليب التالية:

أ- التقدير من خلال قيمة واحدة.

ب- التقدير من خلال مجموعة من القيم.

أ- التقدير من خلال قيمة واحدة.

نعتبر قيمة متوسط المجتمع μ مساوية لقيمة متوسط العينة X' أي أن:

 $\mu = \overline{X}$

ب- التقدير من خلال مجموعة من القيم.

 $\mu = \overline{X} \pm Z * SE$

حيث:

μ : متوسط المحتمع.

 $\overline{f X}$: متوسط العينة.

SE: الخطأ المعياري.

Z : العلامة المعيارية المناظرة لمستوى الثقة المستخدم في عملية التقدير.

مثال: إذا كان متوسط أوزان عينة من الأفراد = 70كغم، وان الخطأ المعياري للوزن = 5كغم، وان مستوى الثقة المستخدم في عملية التقدير 95%، جد متوسط المجتمع.

$$\mu = \overline{X} \pm Z * SE = 70 \pm 1.96 * 5$$

والمعلمات الخاصة بالمحتمع غير معروفة في كثير من الأحيان، فإن قيمة الخطأ المعياري يستندر أن تكون معروفة بشكل مسبق، في هذه الحالة يستعاض عنه بالانحراف المعياري للعينة، وتصبح المعادلة التي يستخرج منها متوسط المحتمع كالتالي:

$$\mu = \overline{X} \pm T * (\sigma/\sqrt{n})$$

حيث:

به متوسط المحتمع. \overline{X} : متوسط العينة. μ

T: العلامة المعيارية المعدلة. وتستخرج من جداول التوزيع التائي الخاصة بما.

n : عدد أفراد العينة.

1-1 الحرية T إلى معرفة: مستوى الثقة، حجم العينة، درجات الحرية T

Т	درجات الحرية	حجم العينة	مستوى الثقة
2.462	29	30	%95
2.492	24	25	%95
2.539	19	20	%95

ميثال: عينة تتألف من 20 طالب من طلبة الصف الثالث وكان متوسط علاماتهم على اختيبار في الرياضيات 80 بانحراف معياري مقداره 5 ، على اعتبار أن مستوى الثقة هو 95%، حد متوسط أداء طلبة الصف الثالث على هذا الاختبار؟

$$\mu = \overline{X} \pm T * (\sigma/\sqrt{n}) = 80 \pm 2.539 * (5/\sqrt{20}) = 80 \pm 2.539 * (5/4.47)$$

= 80 ± 2.84 = (82.84), (77.16)

اذاً فترة الثقة هي [82.84 – 77.16]

و.بمــا أن قــيم متوسطات العينات مختلفة فيما بينها حيث أن بعضها = متوسط المحتمع والآخــر مختلف عنه، فإن درجة تشتت قيم هذه المتوسطات حول متوسط المحتمع والتي تسمى الحظأ المعياري وقانونه هو:

الخطأ المعياري SE = σ / \sqrt{n}

وكلما زاد عدد أفراد العينة كلما قل الخطأ المعياري، وكلما اقتربت قيم متوسطات العينات من قيمة متوسط المجتمع، كلما قل الخطأ المعياري.

1- فترة الثقة للمتوسط Confidence Interval for µ

أ- فترة الثقة لمتوسط مجتمع طبيعي μ تباينه σ^2 معلوم.

Confidence Interval for Population Means (Variance Known)

 \overline{X} اختيار عينة عشوائية من مجتمع طبيعي، انحرافه المعياري σ معلوم، فإن متوسط العينة σ يتبع التوزيع الطبيعي بخطأ معياري σ/\sqrt{n} ، حيث أن σ هي حجم العينة.

ولمعرفة ($(2_{\alpha/2})$) نحتاج الى معرفة مستوى الثقة:

قيمة Z	مستوى الثقة
1.96	%95
2.58	%99

وعند ثقة 95% فإن المساحة التي يقع ضمنها المتوسط الحقيقي هي: $1.96*(\sigma/\sqrt{n}) < \mu < 1.96*(\sigma/\sqrt{n})$

وان المتغير الطبيعي المعياري لتوزيع متوسط العينة Z هو :

$$Z = (\overline{\mathbf{X}} - \mu) / (\sigma_{\mathbf{x}'})$$

مشال: عسند ثقية 95% فإن المنطقة التي يقع ضمنها المتوسط الحقيقي µ تقل بمقدار

 $1.96*(\sigma/\sqrt{n})$ عن المتوسط الحقيقي و تزداد بمقدار $1.96*(\sigma/\sqrt{n})$

وان المتغير الطبيعي المعياري لتوزيع متوسط العينة Z هو :

$$Z = (\overline{\boldsymbol{X}} \boldsymbol{-} \boldsymbol{\mu}) \, / \, (\boldsymbol{\sigma}_{\boldsymbol{x}'}) \implies Z = (\overline{\boldsymbol{X}} \boldsymbol{-} \boldsymbol{\mu}) \, / \, (\boldsymbol{\sigma} / \sqrt{n})$$

حيث أن:

A : متوسط المحتمع الذي سحبت منه العينة.

 $\overline{\mathbf{X}}$: متوسط العينة.

 σ/\sqrt{n} الانحراف المعياري للمتوسط ، أي $\sigma_{x'}$

إذا كانت درجة الثقة 100% فإن فترة الثقة تحسب من المعادلة التالية:

$\overline{X} - (\sigma/\sqrt{n})(Z_{(1-\alpha/2)}) \le \mu \le \overline{X} - (\sigma/\sqrt{n})(Z_{(1-\alpha/2)})$

مسئال: بحستمع موزع توزيعاً طبيعياً انحرافه المعياري $11=\sigma$ سحبت منه عينة عشوائية n=26 حجمها n=26 و كان متوسط العينة n=26 احسب تقدير متوسط المحتمع n=26 الحمل:

نستخرج قيمة الانحراف المعياري للمتوسط

 $\sigma_{x'} = \sigma/\sqrt{n} = 11/\sqrt{26} = 2.157$

 $Z_{(1-\alpha/2)}$ نستخرج القيمة الجدولية

$$\begin{split} Z_{(1-\alpha/2)} &= Z_{(1-0.05/2)} = Z_{(1-0.025)} = Z_{(0.975)} = 1.96 \\ &\overline{X} \cdot (Z_{(1-\alpha/2)})(\sigma/\sqrt{n}) \leq \mu \leq \overline{X} \cdot (Z_{(1-\alpha/2)})(\sigma/\sqrt{n}) : \text{ the proposition of } 1.96 \\ &48 \cdot (1.96) \; (2.157) \leq \mu \leq 48 + (1.96) \; (2.157) \\ &43.77 \leq \mu \leq 52.23 \end{split}$$

[43.77 - 52.23] هي في الفترة μ بثقة μ بثقة μ بثقة μ هي في الفترة [43.77 - 43.77 الم

ب- فترة الثقة لمتوسط مجتمع طبيعي μ تباينه σ^2 غير معلوم وحجم العينة كبير. Confidence Interval for Population Means(Variance unknown, Large Sample)

\overline{X} - $(S/\sqrt{n})(Z_{(1-\alpha/2)}) \le \mu \le \overline{X}$ - $(S/\sqrt{n})(Z_{(1-\alpha/2)})$

 \overline{X} - $(Z_{(1-lpha/2)})$ (S/\sqrt{n}) $\leq \mu \leq \overline{X}$ - $(Z_{(1-lpha/2)})$ (S/\sqrt{n}) باستخدام القانون: $Z_{(1-lpha/2)}$

 $Z_{(1-\alpha/2)} = Z_{(1-0.95/2)} = Z_{(1-0.025)} = Z_{(0.975)} = 1.96$

 $20 - 1.96 * (10/\sqrt{64}) \le \mu \le 20 + 1.96 * (10/\sqrt{64})$

 $20 - 1.96 * 1.25 \le \mu \le 20 + 1.96 * 1.25$

 $20 - 2.45 \le \mu \le 20 + 2.45 \implies 17.55 \le \mu \le 22.45$

[17.55 - 22.45] إن تقدير متوسط المحتمع μ بثقة 95% هي في الفترة μ

ج- فترة الثقة لمتوسط مجتمع طبيعي μ تباينه σ^2 غير معلوم وحجم العينة صغير. Confidence Interval for Population Means(Variance unknown, Small Sample)

$$S_{x'} = S/\sqrt{n}$$

الخطأ المعياري التقديري لمتوسط العينة

$$t = (\overline{\mathbf{X}} - \mu) / (S_{x'}) = (\overline{\mathbf{X}} - \mu) / (S/\sqrt{n})$$

$$\overline{X} - t_{(1-\alpha/2),v^*} (S/\sqrt{n}) \le \mu \le \overline{X} + t_{(1-\alpha/2),v^*} (S/\sqrt{n})$$

د- فترة الثقة لمتوسط مجتمع طبيعي μ تباينه σ^2 غير معلوم وتوزيعه غير معلوم.

$$S_{x'} = S/\sqrt{n}$$

الخطأ المعياري التقديري لمتوسط العينة

$$Z = (X' - \mu) / (\sigma_{x'})$$

$$\overline{X}$$
 - $Z_{(1-\alpha/2)}$ * $(S/\sqrt{n}) \le \mu \le \overline{X} + Z_{(1-\alpha/2)}$ * (S/\sqrt{n})

في حالة العينات التي تؤخذ من مجتمع والتي لها جميعها نفس عدد الأفراد فإن العلاقة بين معلمات المجتمع وإحصائيات العينات يمكن أن تحدد كما يلي:

: أي أين المجتمع (σ^2) = المتوسط العام لتباينات تلك العينات أي أن

$$\sigma^2 = (\sigma^2_1 + \sigma^2_2 + \sigma^2_3 + \dots + \sigma^2_k) / k$$

ويكون صحيحا فقط إذا حسب تباين المحتمع من القانون:

$$\sigma^2 = \sum (X - \mu)^2 / N$$

N: عدد أفراد الجحتمع.

وحسب تباين العينة من القانون:

$$\sigma^2 = \sum (X - X')^2 / n-1$$

n: عدد أفراد العينة.

التباين Variance:

لتقدير قيمة تباين المحتمع σ^2 من خلال تباين عينة مأخوذة منه S^2 نلجأ إلى الأساليب التالية:

أ- التقدير من خلال قيمة واحدة.

ب- التقدير من خلال مجموعة من القيم.

أ- التقدير من خلال قيمة واحدة.

نعتبر قيمة تباين المحتمع σ^2 مساوية لقيمة تباين العينة S^2 أي أن:

$$S^{2^2} = \sigma$$

ب- التقدير من خلال مجموعة من القيم. وتعتمد على:

 $\alpha - 1 = 1$ مستوى الثقة $\alpha - 1 = 1$ مستوى الدلالة

 (χ^2/v) مستوى الثقة المطلوب، قيمة الإحصائي

وتقدر قيمة تباين المجتمع من خلال العلاقة التالية:

$$\frac{S^2}{\chi^2(\frac{1-\alpha}{2})/v} \leq \sigma^2 \leq \frac{S^2}{2\chi^2(\frac{\alpha}{2})/v}$$

مثال: أخذت عينة عدد أفرادها 25 من بين الإناث في المرحلة الجامعية ووجد أن تباين أطــوالهن هو 25 ، فمل هو تباين المجتمع في مثل هذه الحالة إذا كان مستوى الثقة المطلوب هو %99

الحل:

$$S^{2} = 25$$

$$V = 25 - 1 = 24$$

$$\alpha = 1 - 0.99 = 0.01$$

$$\chi^{2}(\frac{\alpha}{2}) / V = 0.412$$

$$\chi^{2}(\frac{1-\alpha}{2}) / V = 1.9$$

$$\frac{25}{1.9} \le \sigma^{2} \le \frac{25}{0.412}$$

$$13.16 \le \sigma^{2} \le 60.7$$

Interval Estimation of Proportion يقدير فترات الثقة للنسب في مجتمع -3 في حالة المجتمع: يرمز لنسبة وقوع الظاهرة في المجتمع ب P وهي نسبة النحاح.

ويرمز لنسبة عدم وقوع الظاهرة في المحتمع ب Q وهي نسبة الفشل، وهي (P-1).

أما في حالة العينة: يرمز لنسبة وقوع الظاهرة في العينة p' وهي نسبة النحاح. ويرمز لنسبة عدم وقوع الظاهرة في العينة p' وهي نسبة الفشل.

لتقدير قيمة نسبة المحتمع P من خلال نسبة عينة مأخوذة p منه نلجاً إلى الأساليب التالية:

أ- التقدير من خلال قيمة واحدة.

ب- التقدير من خلال مجموعة من القيم.

أ- التقدير من خلال قيمة واحدة.

p = P

ب- التقدير من خلال مجموعة من القيم.

تقدير قيمة النسبة في المحتمع ضمن بحموعة من القيم.

$$\mathbf{P} = (\mathbf{k/n}) \pm \mathbf{Z} * \Gamma \underline{(\mathbf{k/n})} * \underline{[(\mathbf{1} - (\mathbf{k/n}))]}$$

$$\sqrt{\mathbf{n}}$$

$\hat{P} - (\sqrt{pq/n})(Z_{(1-\alpha/2)}) < P < \hat{P} + (\sqrt{pq/n})(Z_{(1-\alpha/2)})$

k/n: النسبة في العينة.

P: النسبة في المحتمع.

k: عدد الحالات التي تنطبق عليها الظاهرة المدروسة.

n: عدد أفراد العينة.

Z: تعتمد على قيمة مستوى الثقة المطلوب.

الحل:

2.576 :Z

70:k

100:n

0.70 = 100/70 = k/n

4- معامل الارتباط Correlation Coefficient

ما المقصود بعبارة "إن معامل الارتباط بين متغيرين كان ذا دلالة إحصائية"؟

إن هـذه العبارة استدلال إحصائي ينتج عن رفض الفرضية الصفرية H_0 : $\rho = 0$ المرضية العبارة استدلال إحصائي ينتج عن رفض الفرضية ورفض هذه الفرضية أن معامــل الارتــباط في المجتمع بين المتغيرين لا يختلف عن صفر، ورفض هذه الفرضية الــصفرية يعني أن قيمة معامل الارتباط في المجتمع تختلف عن الصفر اختلافاً جوهرياً، أي أنما لم تنشأ عن خطأ المعاينة.

 $H_0: \rho = 0$ يستخدم توزيع المعاينة لمعامل الارتباط بيرسون r في اختبار الفرضية الصفرية p للأساليب لتقدير قيمة نسبة المحتمع p من خلال نسبة عينة مأخوذة p منه نلجأ إلى الأساليب التالية:

أ- التقدير من خلال قيمة واحدة.

ب- التقدير من خلال مجموعة من القيم.

أ- التقدير من خلال قيمة واحدة.

نعتب عامل الارتباط لظاهرة ما في المحتمع r مساوية لقيمة وجودها في العينة المعندة من المحتمع r أي أن:

 $\mathbf{r}_1 \mathbf{r} =$

ب- التقدير من خلال مجموعة من القيم.

تقدير قيمة معامل الارتباط في المحتمع ضمن محموعة من القيم.

$$Z(r) = Z(r_1) \pm Z * (1/\sqrt{n-3})$$

حيث:

r : معامل ارتباط الجمتمع .

r₁ : معامل ارتباط العينة.

n: عدد أفراد العينة.

Z: القيمة المعيارية المناظرة لمستوى الثقة المطلوب والمستخرجة من الجدول.

(r): القيمة الانحرافية لمعامل الارتباط (r) والمستخرجة من الجدول.

مسئال: إذا كان معامل الارتباط بين الذكاء والتحصيل عند طلبة الجامعة هو 0.62 في حالمة عينة أفرادها 67 طالباً وطالبة، فإن قيمة معامل الارتباط بين الذكاء والتحصيل في هذه الحالة الدراسية بوجه عام إذا كان مستوى الثقة المطلوب هو 0.95

الحل:

r: معامل ارتباط المحتمع .

0.62:r

67:n

1.96 :Z

من الجدول $0.73 = Z(0.62) = :Z(r_1)$

 $Z(r) = Z(r_1) \pm Z * (1/\sqrt{n-3}) = 0.73\pm1.96*(1/\sqrt{67-3}) = 0.73\pm1.96*0.125$ = 0.73±0.245 = 0.98 , 0.48

من الجدول نجد أن r التي تناظر (0.98 = 2(r هي 0.7531 أو 0.75 من الجدول نجد أن r التي تناظر (0.48 = 0.48 هي 0.4462 أو 0.45 وبذلك تكون من الجدول نجد أن r التي تناظر (r=0.45 هي r=0.462 أو 0.45 وبذلك تكون قيم الارتباط المطلوب هي: r=0.75 كحد أعلى ، r=0.45 كحد أدني.

		F 9		
ستويات معنوية مختلفة.	ا (0.1) N عند م	توزيعا طبيعيا	Z الجدولية الموزعة	جدول(40): قيم

P	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
0.50	0.000	0.025	0.050	0.075	0.100	0.126	0.151	0.176	0.202	0.228
0.60	0.253	0.279	0.305	0.332	0.358	0.385	0.412	0.44	0.468	0.496
0.70	0.524	0.553	0.583	0.613	0.643	0.674	0.706	0.739	0.772	0.806
0.80	0.842	0.878	0.915	0.954	0.994	1.036	1.080	1.126	1.175	1.227
0.90	1.282	1.341	1.405	1.476	1.555					
P	0.000	0.001	0.002	0.003	0.004	0.005	0.006	0.007	0.008	0.009
0.95	1.645	1.655	1.665	1.675	1.685	1.695	1.706	1.717	1.728	1.739
0.96	1.751	1.762	1.774	1.787	1.799	1.812	1.825	1.838	1.852	1.866
0.97	1.881	1.896	1.911	1.927	1.943	1.960	1.977	1.995	2.014	2.034
0.98	2.054	2.075	2.097	2.120	2.144	2.170	2.197	2.226	2.257	2.290
0.99	2.326	2.366	2.409	2.457	2.512	2.576	2.652	2.748	2.878	3.090

5-3 تماریسن Exercise.

س(1): ضع رمز الإجابة الصحيحة في المربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة

1- أي من التالية ليست من معايير دقة التقدير:

أ- عدم التحيز. ب- التناسق. ج- الموضوعية. د- الكفاءة.

2- إن التناسق كمعيار من معايير دقة التقدير يعنى:

أ- التغاير في العينة المستخدمة لأي تقدير. ب- قرب قيمة التقدير إلى قيمة المعلمة. د- تساوي كلا الوسطين للمحتمع والعينة. $E(\overline{\mathbf{x}}) = \mu - \overline{\epsilon}$

3- بحـــتمع مــوزع توزيعاً طبيعياً انحرافه المعياري ٥=11 سحبت منه عينة عشوائية حجمها 95 شقة μ بثقة μ بثقة μ احسب تقدير متوسط المحتمع μ بثقة μ بثقة μ [35.77 - 37.23] ---[35.77 , 44.23] -

د - 371 – 126

[29 - 51] --

4- عينة تتألف من 25طالب من طلبة الصف السادس وكان متوسط علاماتهم على اختبار في العلموم 80 بانحسراف معياري مقداره 5 ، على اعتبار أن مستوى الثقة هو 95%، حد متوسط أداء طلبة الصف السادس على هذا الاختبار؟

T	درجات الحرية	حجم العينة	مستوى الثقة
2.462	29	30	%95
2.492	24	25	%95
2.539	19	20	%95

[74 - 861 - 1]

[74.508 - 80.492] --

5- أخـــذت عينة تتكون من 100 طالب جامعي من الذكور وسئلوا عن رأيهم في التدخين، فأحاب 60 منهم بالإيجاب، فما هي النسبة العامة لتأييد الذكور للتدخين، إذا كان مستوى الثقة المطلوب هو 99%.

$$[0.474-0.726]$$
- ψ

[0.400-0.700]-[

$$[0.440 - 0.720] - 10.000$$

[0.450-0.702]-

6- ما المقصود بعبارة "إن معامل الارتباط بين متغيرين كان ذا دلالة إحصائية"؟

 H_0 : ho=0 استدلال إحصائي ينتج عن رفض الفرضية الصفرية

ب- تعني أن معامل الارتباط في المحتمع بين المتغيرين لا يختلف عن صفر.

ج- رفسض هذه الفرضية الصفرية يعني أن قيمة معامل الارتباط في المجتمع تختلف عن الصفر اختلافاً جوهرياً.

د- جميع ما ذكر صحيح.

7- إذا كسان معامل الارتباط بين الطول والوزن عند طلبة المدرسة الثانوية هو 0.62 في حالة عيسنة أفرادها 67 طالباً وطالبة، فما قيمة معامل الارتباط بين الطول والوزن في هذه الحالة الدراسية بوجه عام إذا كان مستوى الثقة المطلوب هو 0.95

$$[0.45 - 0.75] - [$$

$$[0.54 - 0.57] -$$

$$[0.47 - 0.77] -$$

- س2: أحدنت عيدة عددها 50 عضو هيئة تدريس في الجامعات الأردنية وأعطوا فحصاً في مهارات الحاسوب فكان متوسطهم 70 بانحراف معياري مقداره 2، أوجد المتوسط والتباين لمستوى المعرفة بمهارات الحاسوب عند أعضاء هيئة التدريس إذا كان مستوى المغلوب هو 95%.
- س3: إذا كان متوسط تحصيل عينة من طلبة الثانوية العامة عددها 100 طالب هو 75 بانحراف معياري مقداره 5 ، أوجد من ذلك متوسط علامات الثانوية العامة وتباينه في حالة الثانوية العامة إذا كان مستوى الثقة المطلوب هو 95%.
- س4: في امستحان كفاءة ضم 500 طالباً، إذا كان عدد الناجحين فيها 300 طالباً، جد من ذلك النسسبة العامة للنجاح في مثل هذا النوع من الامتحانات إذا كان مستوى الثقة المطلوب 95%.
- س5: إذا كــان معامل الارتباط بين المستوى الاقتصادي والذكاء في عينة قوامها 50 فرداً هو 0.8 ، فحد من ذلك قيمة الارتباط بين هذين المتغيرين بوجه عام إذا كان مستوى الثقة المطلوب 95%.

إلفهطيك الإلاية

اختبار الفرضيات Hypothesis Testing

Hypothesis '	Testing	ضيات	فدد	ш,	اختيا	1-4	1
11 A DOM (C212	I COULIU		, Marie				Т

2-4 اختيار الفرضيات الاحصائية

Testing Statistical Hypothesis

3-4 مفاهيم أساسية في فحص الفُرضيات Basic Concepts in Hypothesis Testing

* الخطأ من النوع الأوك Type One Error.

* الخطأ من النوع الثاني Type Two Error.

* مستوى الدلالة Level of Significance

* قــوة الاختبار Power of the Test.

4-4 خطوات اختبار الفرضيات 4-4

4-5 اسـتحدام برمجـيـة SPSS في حل المسائل.

6-4 تماریــن Exercise

الفَصْيِلُ الْأَبْوَ ايْغَ

اختبار الفرضيات Hypothesis Testing

1-4 اختبار الفرضيات Hypothesis Testing

احد أساليب عمل الاستنتاجات الإحصائية والاستدلال الإحصائي والهدف منه الوصول إلى قرار بشأن معلمة المجتمع Parameter من خلال تقديرها من العينة Statistic المأخوذة من ذلك المجتمع.

الفرضية العلمية والفرضية الإحصائية Scientific and Statistical Hypothesis الفرضية العلميــة Scientific Hypothesis

حل مقترح لمشكلة يصاغ بشكل استنتاجي كتخمين ذكي يستند على معلومات علمية سابقة. وتتقرر صحة الفرضية العلمية أو خطؤها في ضوء الخبرة والتجربة.

الفرضية الإحصائية Statistical Hypothesis

ادعاء أو تصريح حول معلم غير معلوم تخضع للاختبار الإحصائي الذي يحدد قبولها أو رفضها.

الفرضية الإحصائية التي تخضع للاختبار الإحصائي تسمى بالفرضية الصفرية (Ho).

الفرضية الصفرية(Null Hypothesis (H₀): وتصاغ عادة بالنفي.

Ho: هي الهدف المطلوب اختباره وقبولها يعني أن العينة متوافقة مع الفرضية.

واختبار الفرضيات هو اجراء احصائي يستخدمه الباحث لأختبار الفرضية الصفرية ليتبين فيما اذا كانت صائبه ام حاطئه.

أمثلة:

$$H_0$$
: $\mu = 70$
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70

 H_0 : P=0.03 0.04 0.05

Alternate Hypothesis (H₁) الفرضية البديلة

تقبل إذا رفضت الفرضية الصفرية وترفض إذا فشلنا قى رفض الفرضية الصفرية.

 $H_1: \mu \neq 70$ 70<

Non directional Alternate Hypothesis الفرضية البديلة غير المتجهة



تكون محايدة وتنص على انه إذا لم تكن للمعلم القيمة المفروضة بالفرضية الصفرية فإن قيمسته تختلف عنها بغض النظر عن كون هذه القيمة المقبولة أعلى أو أدبى من القيمة المفروضة بالفرضية الصفرية.

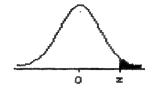
وبعــبارة أخرى فإن الفرضية البديلة هي فرضية تقر بوجود الفروق دون أن تحدد إتجاه تلك الفروق.

 $H_1: \mu \neq 70$ 70 تعني أن وسط المحتمع الأول يختلف عن وسط المحتمع الثاني $\mu \neq 1$ $\mu \neq 1$ وسط المحتمع الأول يختلف عن وسط المحتمع الثاني

الفصل الرابع: اختبار الفرضيات

الفرضية البديلة المتجهة Directional Alternate Hypothesis





تمتم بكون المعلم اكبر أو اصغر من القيمة التي تفترضها الفرضية الصفرية

 H_1 : $\mu > 70$

تعنى أن وسط الجمتمع اكبر من 70

 H_1 : $\mu < 70$

تعنى أن وسط المحتمع اقل من 70

 $H_1: \mu 1 > \mu 2$

وسط الجحتمع الأول اكبر من وسط المحتمع الثاني

وعموماً فإن الاختبارات الاحصائية تستخدم البرهان غير المباشر للاستدلال واتخاذ القرار المتعلق بالفرضية البديلة من خلال فحص القرضية الصفرية التي تسمى ايضاً بالفرضية الاحصائية، أي أن الفرضية البديلة لا تخضع للاختبار الإحصائي والفرضية الصفرية هي التي تخضع للاختبار الإحصائي.

وحيث أن الفرضية تشير دائماً إلى عدم وجود فروق، فإن الفرضية البديلة هي التي تحدد كون الاختبار الإحصائي بذيل واحد أو بذيلين.

فإذا كانت الفرضية البديلة غير متحهة يكون الاحتبار الإحصائي بذيلين.

وإذا كانت الفرضية البديلة متحهة يكون الاختبار الإحصائي بذيل واحد.

 $H_0: \mu = 6$

 $H_1{:}\ \mu \neq 6$

4-2 احتبار الفرضيات الإحصائية

Testing Statistical Hypothesis

إن اتخساذ قسرار حول ما إذا كانت الفرضية الصفرية مقبولة أم مرفوضة يتم عن طريق إختبار إحصائي.

الإختسبار الإحصائي Statistical Test: هو متغير عشوائي ذو توزيع احتمالي يصف العلاقة بين القيم النظرية للمعلم والقيم المحسوبة من العينة. ويتم إتخاذ القرار المتعلق بقبول أو رفض الفرضية الصفرية، وبعد مقارنة قيمة الإحتبار الإحصائي المحسوبة من العينة مع قيمته الحرجة المستخرجة من جداول خاصة لنتمكن من إتخاذ القرار.

وعلى أي حال فإن قبول الفرضية الصفرية لا يعني بالضرورة أنها صحيحة إذ انه يكون ناتجاً عن عدم وجود أدلة كافية من بيانات العينة لرفضها. ولهذا فإن التعبير الأصح في هذه الحالة هو القول ب " الفشل في رفض الفرضية الصفرية" وليس "قبول الفرضية الصفرية".

كما أن رفضها لا يعني ألها خاطئة بل يعني أن الإحصائي كان بعيداً عن المعلم المناظر له في المحتمع.

3-4 مفاهيم أساسية في فحص الفرضيات Basic Concepts in Hypothesis Testing

لنتذكر أننا في فحص الفرضيات نقوم بتوظيف إحتبار إحصائي لفحص فرضية صفرية (هـي في حقيقة الأمر إما أن تكون صحيحة وإما أن تكون خاطئه) من اجل أن نصل الى قرار برفضها أو الفشل في رفضها (قبولها تجاوزاً). وعليه فإننا في هذا السياق نكون في واحدة من الحالات الأربعة التالية:

ة الصفرية			
خاطئه	صحيحة		
قرار صائب	خطأ من النوع الأول	رفض	القرار
خطأ من النوع الثاني	قرار صائب	قبول	

الخطأ من النوع الأول والخطأ من النوع الثاني Type One and Type Two Errors يظهر نوعان من الخطأ عند اتخاذ القرار حول الفرضية الصفرية:

- * الخطاً من النوع الأول Type One Error: إتخاذ قرار برفض الفرضية الصفرية وهي في حقيقة الأمر صحيحة. وهذا قرار خاطيء نكون قد وقعنا فيه.
- * الخطأ من النوع الثاني:Type Two Error: إتخاذ قرار بقبول الفرضية الصفرية وهي في حقيقة الأمر خاطئة. وهذا قرار خاطيء نكون قد وقعنا فيه.
- * إتخاذ قرار برفض الفرضية الصفرية وهي في حقيقة الأمر خاطئة. وهذا قرار صائب لا غبار عليه.
- * إتخاذ قرار بقبول الفرضية الصفرية وهي في حقيقة الأمر صحيحة. وهذا قرار صائب لا غبار عليه.

مستوى الدلالة وقوة الاختبار Significant Level and Power of the Test

مستوى الدلالة (Significant Level (α) الحد الأعلى لاحتمال الوقوع في الخطأ من السنوع الأول، وهي تمثل مساحة الرفض تحت منحنى توزيع اختبار الاحصاءة، وهي احتمال رفض الفرضية الصفرية عندما تكون صحيحة، وتستخدم القيم 0.00, 0.05, 0.00.

تكون القيمة القصوى لاحتمال ارتكاب الخطأ من النوع الأول (α) وهي مستوى الدلالية الإحصائية وقيمة مستوى الدلالة α يحددها الباحث لنفسه قبل جمع بياناته من عينة الدراسة.

فمثلاً 0.05 = α تعني إذا تكررت التجربة لعدد كبير جداً فمن المحتمل أن نرفض فرضية صفرية وهمي في الواقع صحيحة 5 مرات في كل 100 مرة، وان الاستنتاج يكون سليماً وصائباً بثقة 95%، تكون القيمة القصوى لاحتمال ارتكاب الخطأ من النوع الثاني (β).

هناك علاقة بين β ، α فزيادة احدهما يرافقها نقصان الآخر ولكن ليس بنفس المقدار.

 $\alpha - 1 = ** مسنوى الثقة$

* قوة الاختبار (Power of the Test (1 - β)

قدرة الاختبار على رفض الفرضية الصفرية عندما تكون في حقيقة الأمر خاطئه. Power of the test = $1 - \beta$

يمكن أن نعين حداً حرجاً للرفض أو القبول للفرضية الصفرية مع الأحذ بالحسبان الفرضية البديلة.

 α يضعف الاختبار، وان تصغير β يحتاج لتكبير α

اتخاذ قرارات لاحقة على أساس الدلالة الإحصائية قضية جدلية عند الإحصائيين، فالبعض يرى أن اختبارات الدلالة الإحصائية أفسدت الأبحاث العلمية ، لذلك لا بد من التوجه إلى الدلالة العلمية.

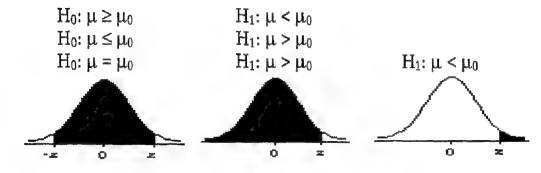
$$\beta = \sqrt{n} (\mu - \mu_0) / \sigma$$

* العوامل المؤثرة في قوة الاختبار

- 1. حجم العينة Sample Size
- 2. مستوى الدلالة Level of Significance
- 3. علاقة القيمة الحقيقية للمعلم بقيمته في الفرضية الصفرية.
- 4. كون الاختبار بذيل أو ذيلين One Tail or Two Tail Test

* اختبار بذيل واختبار بذيلين Tails of Test

الانحراف عن الفرضية الصفرية باتحاه واحد أو باتحاهين.



القرار بشأن الاختبار Decision Making

إذا كانست القيمة المحسوبة تقع في منطقة الرفض أي أنما أكبر من القيمة الجدولية نرفض الفرضية الصفرية H0

إذا كانست القسيمة المحسوبة تقع في منطقة القبول أي ألها أقل من القيمة الجدولية نقبل الفرضية الصفرية H0

4-4 خطوات اختبار الفرضيات 4-4

- 1. تحديد نوع توزيع المحتمع.
- 2. صياغة الفرضيتين الصفرية والبديلة.
- 3. تحديد مستوى الدلالة (α) المناسب.
- 4. تحديد الاحتبار الإحصائي المناسب لاحتبار الفرضية الصفرية.
- 5. إذا كانت P اقل من α نرفض الفرضية الصفرية وبعكس ذلك نقبل هذه الفرضية.
 - $H_1: \mu = C$ إذا كانت الفرضية البديلة غير متجهة *

مــستوى الدلالــة يقسم إلى نصفين بالتساوي على كل من ذيلي توزيع المعاينة وتكون منطقة قبول الفرضية في الوسط ومنطقة رفضها على الذيلين.

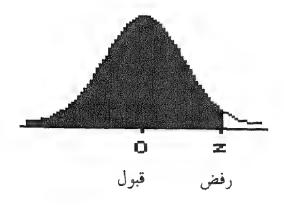


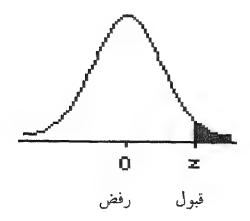
* إذا كانت الفرضية البديلة متجهة

إن منطقة الرفض ستكون إما في الذيل الأيمن أو الأيسر.

 $H_1: \mu > C$ إن منطقة الرفض ستكون في الذيل الأيمن.

 $H_1: \mu < C$ إن منطقة الرفض ستكون في الذيل الأيسر.



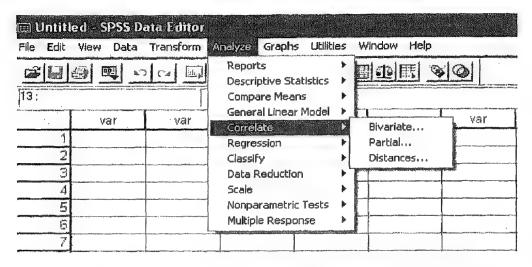


4-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

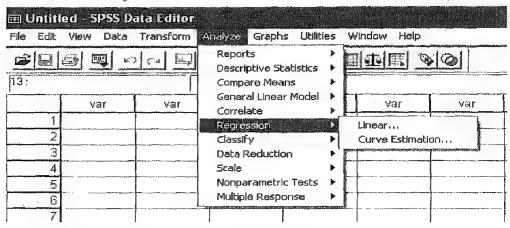
تستخدم برجحية SPSS لاختبار الفرضيات حول الاوساط كالتالي:

To Edit	Andrea Mothers	E simmi Mit Danke	Office Graphy Uses	San Sin	Window Help		
Mark Sand		1 - 0 - 1	Proposits	-	MISTERIC GALGAI		
professional superior and professional superior and the s		THE PARTY OF THE P	Descriptive Biologics in		There is a second of the secon		
4 ,		1	· Lybra and Palantia	Ñ	Monte		
11		NOTE:	General Linear Model	B -	Conve-Sprophe T Tank		
	******	AM.	Correlate	#-1	bridependent-Samples I flex.		
1		W. W.	Ragression	10	Partial-Sampler T Test		
, and			Classify	b.	One-Way shoots.		
1			Oaksi Plankaction	B- 3			
- Silver	46)) N		Scale	•			
7 - A - A - A - A - A - A - A - A - A -	to the man grown whom y		Nonparametric Yeals	•	**************************************		
15.			Mulicipile Heroporate				
nomentario consecuta	and the second street of the second street of			CONTRACTOR	A AMERICAN SECTION OF A MARKET CONTRACT OF THE SECTION OF THE SECT		
1 A.							
			the street of the street of the street of		and the state of t		

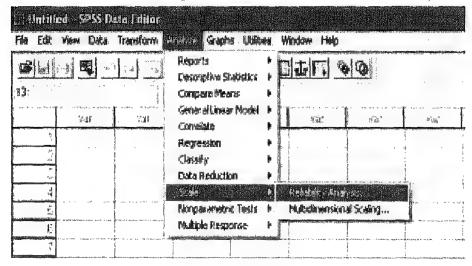
تستخدم برمجية SPSS لاختبار الفرضيات حول معاملات الارتباط كالتالي:



تستخدم برمجية SPSS لاحتبار الفرضيات حول الانحدار كالتالي:



تستخدم بربحية SPSS لايجاد معامل الثبات كالتالي:



كما يمكن اختبار الفرضيات لأشياء كثيرة سنتعرف عليها في الفصول القادمة بشيء من التفصيل.

6-4 تماریسن Exercise.

تمرين (1): ضع رمز الإجابة (نعم أو لا) في المربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة

- 1- يحقق اختبار الفرضيات والتقدير الإحصائي بفترة الغرض نفسه.
 - 2- يستند اختبار الفرضيات على توزيعات المعاينة دائما.
- 3- تنمــتع النــتائج المنبثقة من اختبار الفرضيات الإحصائية بإمكانية تعميمها وأهميتها حيثما تم الوصول إليها.
 - 4- تتمتع نتائج اختبار الفرضية العلمية بالعمومية والأهمية العلمية.
 - 5- يتقرر كون الاختبار متحه أو غير متحه من الفرضية الصفرية.
 - 6- تقل قوة الاختبار بازدياد حجم العينة.
 - 7- الاختبار بذيلين أقل قوة من الاختبار بذيل واحد.
 - 8- تصاغ الفرضيات الإحصائية حول المعالم فقط.
 - 9- مستوى الدلالة هو الحد الأعلى لاحتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول.
- -10 إذا كانـــت القيمة المحسوبة تقع في منطقة الرفض أي أنها أقل من القيمة الجدولية نقيل الفرضية الصفرية H₀

تموين (2): ضع رمز الإجابة الصحيحة في المربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة

1- يتقور كون الاختبار متحه أو غير متحه من:

أ- الفرضية الصفرية. ب- الفرضية البديلة. ج- مستوى الدلالة د- قوة الاختبار

2- يتم ارتكاب الخطأ من النوع الأول عند:

أ- قبول فرضية صفرية خاطئة.

ج- رفض فرضية صفرية خاطئة.

3- يتم ارتكاب الخطأ من النوع الثاني عند:

أ- قبول فرضية صفرية خاطئة.

ج- رفض فرضية صفرية حاطئة.

4- قوة الاحتبار هي قدرة الاحتبار على:

أ- قبول فرضية صفرية خاطئة.

ج- رفض فرضية صفرية خاطئة.

ب- رفض فرضية صفرية صحيحة.

د- قبول فرضية صفرية صحيحة.

ب- رفض فرضية صفرية صحيحة.
 د- قبول فرضية صفرية صحيحة.

ب- رفض فرضية صفرية صحيحة.

د- قبول فرضية صفرية صحيحة.

5- تسمى القيمة العظمى لاحتمال ارتكاب الخطأ من النوع الأول ب:

ب- مستوى الرفض.

د- مستوى الدلالة.

أ- مستوى القبول.

ج- مستوى الفصل.

6- أي من التالية ليست من العوامل المؤثرة في قوة الاحتبار:

ب- كون الاختبار بذيل أو بذيلين.

أ- حجم العينة.

د- مستوى الدلالة.

ج- الإحصائي المستخدم.

7- عندما يكون الاختبار بذيلين فإن قوة الاختبار تزداد:

أ- كلما اقتربت القيمة الحقيقية للمعلم مع القيمة المفروضة.

ب- كلما ابتعدت القيمة الحقيقية للمعلم عن القيمة المفروضة.

ب- كلما اقتربت القيمة الحقيقية للمعلم مع القيمة المفروضة.

ج- كلما تساوت القيمة الحقيقية للمعلم مع القيمة المفروضة.

د- لا شيء مما ذكر.

8- الذي يحدد كون الاختبار الإحصائي بذيل أم بذيلين هو:

أ- مستوى الثقة. ب- مستوى الدلالة. ج- الفرضية الصفرية. د- الفرضية البديلة.

9- مستوى الدلالة هو:

أ- الحد الأعلى لاحتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول. ب- الحد الأعلى لاحتمال الوقوع في الخطأ من النوع الثاني. ج- الحد الأدنى لاحتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول.

د- الحد الأدنى لاحتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول.

10- إذا كانت القيمة المحسوبة تقع في منطقة الرفض أي ألها أقل من القيمة الجدولية:

ب- نقبـل الفرضية البديـلة H₁

أ- نقب ل الفرضية الصفرية Ho

د- نرفض الفرضية البديلة H₁

ج- نرفض الفرضية الصفرية H₀

الفَصْيِلُ الْخِامِسِنِ

اختبار الفرضيات التي تتعلق

بالتوسطات الحسابية

Testing Hypothesis Regarding Mean

- 1-5 اختبار الفرضية المتعلقة بوسط حسابي واحد (مجتمع واحد)
- * احتبار الفرضية المتعلقة بوسط حسابي واحد(حجم العينة كبير،تباين المجتمع معلوم)
- Testing Hypothesis Regarding Mean (Big sample& Known)
- * اختبار الفرضية المتعلقة بوسط حسابي واحد(حجم العينة كبير،تباين المجتمع غيرمعلوم)
- Testing Hypothesis Regarding Mean (o unknown, Big Sample)
- * اختـبار الفرضـية المـتعلقة بمتوسـط حـسابي واحـد(العيـنة صغيرة، تباين المجتمع غير معلوم)
- Testing Hypothesis Regarding Mean (o unknown, Small Sample)
- 2-5 اختبار الفرضيات حول الـفـرق بين وسطين حسابيين
- * اختــبار الفرضــيات حــول الـفــرق بــين وســطين للبــيانات المستقلة
- * اختبار الفرضيات حـول الـفــرق بـين وسـطين للبـيانات غيـر المستقلة
 - 3-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
 - 4-5 تمارىين Exercise

الفقطيل الجنافيتين

اختبار الفرضيات التي تتعلق بالمتوسطات المسابية Testing Hypothesis Regarding Mean

1-5 اختبار الفرضيات المتعلقة بوسـط حـسـابي واحـد (مجتمع واحد)

اختسبار متوسط العينة 'X لمعرفة فيما إذا كان هناك فرق جوهري بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع وممثلة له، ويمكن أن يستخدم الاختبار الإحصائي Z أو T.

ويـــستخدم الاختـــبار الإحصائي T لفحص فرضية تتعلق بالوسط الحسابي وهو اختبار One Sample T-Test ، ويجب أن يتحقق شرطان قبل إجراء الاختبار وهما:

- 1. يجب أن يكون المتغير موزعاً توزيعاً طبيعياً، ويستعاض عن هذا الشرط بزيادة حجم العينة، وتعتبر العينة كبيرة إذا كان حجمها 30 فأكثر.
 - 2. أن تكون العينة عشوائية وقيم أفرادها لا تعتمد على بعضها البعض.

يــستخدم هذا الاختبار لفحص ما إذا كان متوسط متغير ما لعينة واحدة يساوي قيمة ثابتة، وتكتب الفرضية المتعلقة كهذا الاختبار كالتالى:

ويمكن تحديد قيمة الثابت a كما يلي:

1- العلامة الوسطى على تدريج ما.

مقياس يتكون من 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10

a المتوسط = 5، لأنما تتوسط مدى الإجابة، يعني 11/55 = 5، وهي قيمة الثابت

- مقياس ليكرت الخماسي يتكون من 1 2 3 4 5

المتوسط = 3، لأنما تتوسط مدى الإجابة، يعني 5/15 = 3 ، وهي قيمة الثابت a

الإجابات التي تقل عن قيمة الثابت a تعني فعالية متدنية (سالبة)، الإجابات التي تزيد عن قيمة الثابت a تعني فعالية عالية (موجبة).

2- من خلال المعلومات السابقة.

مقياس القلق المقنن وله متوسط = 50 درجه. مقياس الذكاء وله وسط حسابي = 100 الاختيارات المقننة.

3- عدد الإجابات الصحيحة بطريقة الصدفة في امتحان ما.

اختبار مكون من 40 فقرة لكل منها 4 بدائل احتمال إجابة أي سؤال بطريقة عشوائية = 0.25

عدد الإجابات المتوقع أن تكون صحيحة على جميع الاختبار=0.25*40 = 10 درجة إذا قـــل متوســـط الإجابات عن 10 يكون الاختبار صعب، وإذا زاد عنها فإننا نرفض فرضية الباحث وهي أن الاختبار ملائم.

1- اختبار الفرضية المتعلقة بوسط حسابي واحد (حجم العينة كبير، تباين المجتمع معلوم)
Testing Hypothesis Regarding Mean (Big sample&o Known)
ما أن توزيع المعاينة يقترب من التوزيع الطبيعي عندما يصبح حجم العينة اكبر من 30، وتباين المجتمع معلوم، لذلك نستعمل اختبار (Z).

مسئال-1) يعتقد مدير مدرسة الهمة الثانوية أن متوسط أداء طلابه في امتحان الثانوية العامـــة لا يختلف عن المتوسط العام لطلاب المملكة. فإذا علم أن عدد طلاب مدرسته يساوي n=81 وأن متوسط المعدلات لطلاب المملكة كان m=81 وأن متوسط المعدلات لطلاب المملكة كان m=81 بانحــراف معياري يساوي m=81 ، فهل تدعم هذه البيانات ما يعتقده المدير؟ استخدم m=9.05

- الفصل الخامس: اختبار الفرضيات التي تتعلق بالمتوسطات الحسابية

* خطوات اختبار الفرضيات

1- تحديد نوع توزيع المجتمع.

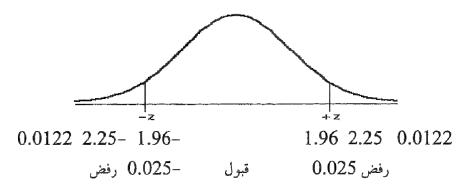
توزيع المعاينة يقترب من التوزيع الطبيعي عندما يصبح حجم العينة اكبر من 30 ، لذلك نستعمل اختبار (Z).

2- صياغة الفرضيتين الصفرية والبديلة.

$$H_0$$
: $\mu = 60$

 H_1 : $\mu \neq 60$

 $\alpha = 0.05$ المناسب. الفرضية البديلة، استخدم -3



4- تحديد الاختبار الإحصائي المناسب لاختبار الفرضية الصفرية.

بما أن توزيع المعاينة يقترب من التوزيع الطبيعي عندما يصبح حجم العينة اكبر من 30 ، لذلك نستعمل اختبار (Z).

$$\mathbf{Z} = \frac{\mathbf{X'} - \mathbf{\mu}}{\mathbf{Z}} = \frac{58-60}{-2} = -2.25$$

$$\frac{\mathbf{\sigma}_{\mathbf{x}}}{\sqrt{\mathbf{n}}} = \frac{8}{\sqrt{81}} = \frac{8}{9}$$

اكبر من > القيمة الجدولية α نرفض الفوضية الصفرية α القيمة الجدولية α نرفض الفوضية الصفرية.

إذا كانـــت قيمة إحصاءة الاختبار ضمن منطقة الرفض يتم رفض الفرضية الصفرية الوغير ذلك لا نستطيع رفضها ونقبل الفرضية البديلة H₁.

من الجدول: المساحة الواقعة دون -2.25 تساوي 0.0122

عما أن القيمة المحسوبة (0.0122 z=2.25) > القيمة الجدولية

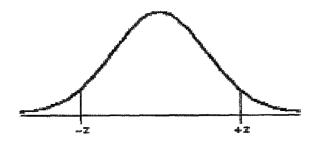
نرفض الفرضية الصفرية ونقبل البديلة، وهذا يعني أن ($\alpha/2=0.05/2=0.025$ z=.96) أداء طلاب مدرسة الهمة في امتحان الثانوية العامة يختلف عن المتوسط العام لطلاب المملكة.

6- عن طريق الحدود الحرجة

 $\alpha = 0.01$ و $\alpha = 0.05$ الحدود الحرجة عند استخدام اختبار $\alpha = 0.01$ و مستوى الدلالة

$\alpha = 0.01$	$\alpha = 0.05$	نوع الاختبار/مستوى الدلالة
2.58±	1.96±	بذيلين
2.34±	1.64±	بذيل

بما أن 2.25- = Z وهمي تقع في منطقة الرفض اذاً نرفض الفرضية الصفرية ونقبل الفرضية البديلة.



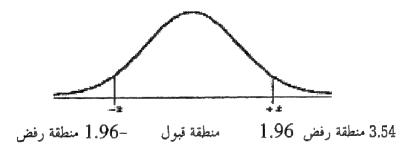
منطقة رفض 1.96 منطقة قبول -1.96 -2.25منطقة رفض

مسئال5-2) إذا كسان متوسط علامات الطلاب في مادة الإحصاء هو 70 بانحراف معياري مقداره 10 درجات وسحبت عينة عشوائية حجمها 50 طالباً وكان معدل علاماتهم $\alpha=0.05$ هل هناك فروق جوهرية بين العلامات بمستوى دلالة lpha=0.05 ؟

الحل: حجم العينة كبير وتباين المحتمع معلوم لذلك نستخدم احصاءة Z وهي:

$$\mathbf{Z} = \frac{\mathbf{X'} - \mathbf{\mu}}{\sigma_{\mathbf{x}} / \sqrt{\mathbf{n}}} = \frac{75-70}{10 / \sqrt{50}} = \frac{5}{10 / 7.07} = 3.54$$

الفصل الخامس: اختبار الفرضيات التي تتعلق بالمتوسطات الحسابية



القرار: يمة Z المحسوبة - 3.54 قيمة 2 مرر الجدولية = 1.96

يما أن قيمة Z المحسوبة (3.54) > أكبر من قيمة $Z_{\alpha/2}$ الجدولية (1.96) وهي تقع في منطقة الرفض للفرضية الصفرية، لذلك نرفض H_0 وهذا يعني أن مستوى طلبة العينة يختلف عن المستوى العام بدرجة ثقة 95%.

2- اختبار الفرضية المتعلقة بوسط حسابي واحد (حجم العينة كبير، تباين المجتمع غير معلوم)
Testing Hypothesis Regarding Mean (σ unknown, Big Sample)

30 ما أن توزيع المعاينة يقترب من التوزيع الطبيعي عندما يصبح حجم العينة اكبر من وتباين المجتمع غير معلوم، لذلك نستعمل اختبار (Z).

$$Z = \frac{X' - \mu}{S_x / \sqrt{n}}$$

$$H_0$$
: $\mu = 60$

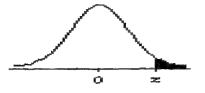
تعني أن وسط المحتمع لا يختلف عن 60

$$H_1: \mu > 60$$

تعني أن وسط المحتمع اكـــــبر من 60

$$Z = \frac{X' - \mu}{S_x / \sqrt{n}} = \frac{65-60}{10/7.07} = 3.54$$

بميا أن الاختسبار متحه أي بذيل واحد فإن مستوى الدلالة هو $\,\alpha=0.05\,$ والقيمة الحدولية $\,\alpha=0.05\,$ الحدولية $\,\alpha=0.05\,$



منطقة الرفض 1.64 منطقة عدم الرفض

القرار:

بما أن قيمة Z المحسوبة (3.54) > أكبر من قيمة Z المحدولية (1.64) وهي تقع في منطقة الرفض لذلك نرفض H_0 ونقبل الفرضية البديلة وهذا يعني أن معدل وزن العينة اكبر من 60 وهو المستوى العام بدرجة ثقة 95%.

* اذا كانت الفرضية غير متجهة

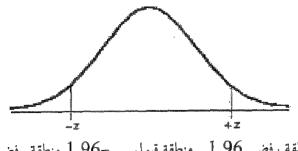
$$H_0$$
: $\mu = 60$

تعنى أن وسط الجحتمع لا يختلف عن 60

$$H_1$$
: $\mu \neq 60$

تعني أن وسط الجمتمع يختلف عن 60

$$\mathbf{Z} = \frac{\mathbf{X'} - \mathbf{\mu}}{\mathbf{S_x}/\sqrt{\mathbf{n}}} = \frac{65-60}{10/\sqrt{50}} = \frac{5}{10/7.07} = 3.54$$



منطقة رفض 1.96 منطقة قبول -1.96 منطقة رفض

القرار:

بما أن قيمة Z المحسوبة (3.54) > أكبر من قيمة α الجدولية (1.96) وهي تقع في منطقة الرفض لذلك نرفض H_0 ونقبل الفرضية البديلة وهذا يعني أن معدل وزن العينة يختلف عن 60.

-3 Testing Hypothesis Regarding Mean (σ unknown, Small Sample) عير معلومة والعينة صغيرة الحجم، والعجم عير معلوم، والعينة صغيرة الحجم، فإن عيدما يكون الانحراف المعياري لأداء المحتمع σ غير معلوم، والعينة صغيرة الحجم، فإن الاختسبار المناسب هو اختبار T، وفي هذه الحالة نقدر الخطأ المعياري لتوزيع المعاينة من خلال العلاقة

Sx انحراف معياري عينة

$$\sigma \mathbf{x}' = \mathbf{S} \mathbf{x}' = \underline{\mathbf{S}} \mathbf{x}$$

$$T = \frac{X' - \mu}{Sx / \sqrt{n}}$$

تتقرر الحدود الحرجة للرفض أو القبول في ضوء درجات الحرية γ ومستوى الدلالة α ، وكون الفرضية البديلة متجهة أو غير متجهة.

مثال5-4)

1 استخدم برنامج لتعليم اللغة الإنجليزية مع 16 طالباً من طلاب جامعة الإسراء، وقد اعتقد مصممو البرنامج أنه يرفع متوسط أداء الطلاب إلى أكثر من 0.70 وعند إنحاء الطلاب للبرنامج أجري اختبار مقنن فكان متوسط أدائهم = 72.6 بانحراف معياري غير متحيز = 6 ، هل تدعم هذه النتائج صحة ادعاء مصممي البرنامج؟ استخدم 6 استخدم 6

-2 وإذا كان ادعاء مصممي البرنامج أن برنامجهم يجعل علامات الطلاب الضعاف لا -2 مصممي البرنامج أن برنامج عن المتوسط العام وهو 70 ، فهل تدعم البيانات صحة ادعاء مصممي البرنامج استخدم $\alpha=0.05$

1- حل الحالة الأولى:

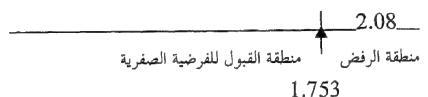
 H_0 : $\mu > 70$ H_1 : $\mu <= 70$

عندما يكون الانحراف المعياري لأداء المحتمع σ غير معلوم، فإن الاحتبار المناسبΤ غدد القيم الحرجة للرفض أو القبول:

 $\alpha = 0.05$ كما أن مستوى الدلالة

درجة الحرية n-1 = 16 - 1 = 15 = 16 - 1 = 15 الاختبار بذيل واحد

 $T_{15,0..95} = 1.753$ الحدول رقم 3 تكون القيمة الحرجة تكون منطقتا القبول والرفض كما هو مبين أدناه



الآن نحسب قيمة T كما يلى

$$T = \frac{X' - \mu}{\frac{Sx}{\sqrt{n}}} = \frac{72.6 - 70}{\frac{5}{\sqrt{16}}} = 2.08$$

بما أن قيمة T المحسوبة (2.08) تقع في منطقة الرفض للفرضية الصفرية، لذلك نرفض الفرضية الصفرية ونقبل البديله ونقول أن متوسط أداء الطلاب الذين خضعوا للبرنامج لم يكن من $\alpha=0.05$ بمستوى الدلالة $\alpha=0.05$

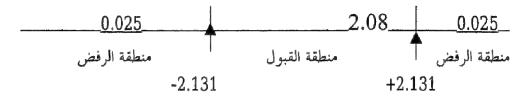
2 وإذا كـان ادعاء مصممي البرنامج أن برنامجهم يجعل علامات الطلاب الضعاف لا تخــتلف عــن المتوسـط العام وهو 70 ، فهل تدعم البيانات صحة ادعاء مصممي البرنامج؟ استخدم $\alpha=0.05$

$$H_0$$
: $\mu = 70$
 H_1 : $\mu \neq 70$

ىما أن مستوى الدلالة $0.05=\alpha=0.05$ والاختبار بذيلين درجة الحرية $\alpha=0.05=0.05=0.05$ درجة الحرية $\alpha=0.05=0.05=0.05$ درجة الحرية $\alpha=0.05=0.05=0.05$ درجة الحرية $\alpha=0.05=0.05=0.05$

 $T_{15,0.95} = \pm 2.131$ بالاستعانة بحدول توزيع t تكون القيمة الحرجة تكون منطقتا القبول والرفض كما هو مبين أدناه

الفصل الخامس: اختبار الفرضيات التي تتعلق بالمتوسطات الحسابية



الآن نحسب قيمة T كما يلي

$$T = \frac{X' - \mu}{\sqrt{n}} = \frac{70 - 72.6}{70 - 72.6} = 2.08$$

بما أن قيمة T المحسوبة (2.08) تقع في منطقة القبول للفرضية الصفرية، لذلك نقبل الفرضية الصفرية ونقول أن متوسط أداء الطلاب الذين خضعوا للبرنامج لم يختلف عن المتوسط العام وهو 70 بمستوى الدلالة $\alpha = 0.05$

2-5 اختبار الفرضيات حول الـفـرق بين وسـطين حسابيين Testing Hypothesis Regarding the Difference between Two Means

تــستخدم لإجراء المقارنة بين وسطين لمجتمعين في حالة البيانات المستقلة والبيانات غير المستقلة.

1- اختبار الفرضيات حول المفرق بين وسطين حسابيين (للبيانات المستقلة). البيانات المستقلة: البيانات التي لا يوجد فيما بينها ارتباط. أداء مجموعة للذكور وأخرى من الاناث.

الله وسط العينة الأولى مستقلاً عن \mathbf{X}'_2 وسط العينة الثانية، الفرضية غير متجهة \mathbf{X}'_1

H0: $\mu_1 - \mu_2 = 0$ H1: $\mu_1 - \mu_2 \neq 0$

الفرضية عندما تكون متجهة

H0: $\mu_1 - \mu_2 > 0$ H1: $\mu_1 - \mu_2 < 0$

 $\gamma = n1 + n2 - 2$ يتخذ التوزيع شكل T بدرجات حرية T = n1 + n2 - 2 يتخذ العينة الأولى.

n2: حجم العينة الثانية.

الاختبار الإحصائي المناسب:

$$T = \frac{\overline{x}_1 - \overline{x}_2}{s_d \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$$

الافتراضات التي يجب توفرها لتطبيق اختبار T

1. التوزيع الطبيعي Normality

يجــب أن يكــون توزيع متغير الاختبار طبيعياً في كل فئة من فئات متغير التحميع، واذا كانت العينة 30 فأكثر يمكن الاستغناء عن هذا الشرط.

2. تجانس التباين في المحتمعين Homogeneity

يجب أن يكون تباين متغير الاختبار متساوياً في كلا فئتي متغير التجميع.

3. العشوائية، والاستقلالية Independence

مسئال5-5) أراد باحـــثاً أن يعرف فعالية اسلوب معين في التدريس لطلبة الجامعة في مــستوى السنة الأولى، فأخذ شعبتين كل شعبة تتكون من 25 طالب عشوائياً في مجموعتين ثم عـــين عــشوائياً أحــداهما لتكون مجموعة تجريبية والأخرى ضابطة.وفي نهاية التجربة أعطيت المجموعتين اختباراً موحداً فكانت النتائج كما يلي

المحموعة الضابطة	لجموعة التجريبية
n2 = 25	n1 = 25
$X'_2 = 6$	$X'_1 = 7.65$
$Sx_2 = 2.43$	$Sx_1 = 2.55$

هــل تــدل هذه البيانات على أن أداء المجموعة التجريبية كان أفضل من أداء المجموعة الضابطة على مستوى دلالة $\alpha=0.05$

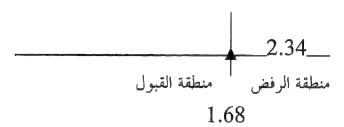
H0: $\mu_1 = \mu_2$ الفرضية الصفرية

 $H1: \mu_1 > \mu_2$ الفرضية عندما تكون متجهة

نحدد القيمة الحرجة للرفض أو القبول:

ربما أن مستوى الدلالة $\alpha=0.05$ ، والاختبار بذيل واحد. $\gamma=25+25-2=48$ ودرجات الحرية $\alpha=25+25-2=48$ تكون قيمة $\alpha=25+25-2=48$ تكون قيمة $\alpha=25+25-2=1.68$

 $\alpha = 0.05$



 $S_d^2 = \frac{(n_1 - 1) S_1^2 + (n_2 - 1) S_2^2}{n_1 + n_2 - 2} = \frac{24 * 2.55^2 + 24 * 2.43^2}{25 + 25 - 2} = 6.204$

 $S_d = 2.491$

نحسب قيمة الإحصائي T كما يلي:

$$T = \frac{\overline{X}_1 - \overline{X}_2}{8_d \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$$

$$T = \frac{X'_1 - X'_2}{S_d \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}} = \frac{7.65 - 6}{2.491 \sqrt{1/25 + 1/25}} = 2.34$$

نقارن القيمة المحسوبة (2.34) بالقيمة الحرجة (1.68) فنحد أنما تقع في منطقة الرفض. إن البيانات تدل على أن الذين يخضعون للبرنامج التدريبي يصبح أداؤهم أفضل من الذين لا يخضعون على مستوى دلالة α = 0.05

تبعات عدم الإيفاء بافتراضات اختبار T

Normality التوزيع الطبيعي-1

2- تجانس التباين في المجتمعين Homogeneity

3- الاستقلالية Independence

Normality التوزيع الطبيعي-1

إن هذا الافتراض يمكن مخالفته بدون تبعات تذكر.

2- افتراض الاستقلالية Independence

يهدد البحث بأكمله وعلى الباحث أن لا يتهاون في ذلك اطلاقاً.

3- تجانس التباين في المجتمعين Homogeneity

■يمكن مخالفته إذا تساوت العينتان في أعداد افر ادهما. إذا كانت n1=n2

• ولكن عندما تكون n1≠ n2 فهناك وضعين:

العينة الكبيرة الحجم منتمية للمحتمع ذي التباين الكبير-1

والعينة الصغيرة الحجم منتمية للمجتمع ذي التباين الصغير

فيان احستمال ارتكاب الخطأ من النوع الأول تكون أقل من α إذاً يكون الباحث في الجانب الأمين.

2- العينة الكبيرة الحجم منتمية للمجتمع ذي التباين الصغير والعينة الصغيرة الحجم منتمية للمجتمع ذي التباين الكبير فإن احتمال ارتكاب الخطأ من النوع الأول تزداد.

2- اختبار الفرضيات حول الفرق بين وسطين حسابيين (للبيانات غير المستقلة).

البيانات غير المستقلة: البيانات التي يوجد فيما بينها ارتباط.

n1 = n2 = n مثال: إجراء اختبار على نفس المجموعة مرتين،

مثال: عينة من الأزواج وزوجاتهم.

 X'_1 وسط العينة الأولى مرتبطاً مع X'_2 وسط العينة الثانية وهي نفس العينة الأولى.

اختبار T للعينات المترابطة Paired Sample T-Test: يستخدم لفحص فرضية متعلقة

بمساواة متوسط متغيرين أو مساواة متوسط متغير لعينتين غير مستقلتين.

لضمان دقة نتائج احتبار T يجب تحقق الشروط التالية:

1. أن يكون توزيع الفرق بين المتغيرين طبيعياً. ويمكن تجاهله إذا كان حجم العينة أكثر من 30

2. أن تكون العينة عشوائية.

158

الفرضية عندما تكون غير متجهة

 H_0 : $\mu_1 - \mu_2 = 0$ H_1 : $\mu_1 - \mu_2 \neq 0$

الفرضية عندما تكون متجهة

 H_0 : $\mu_1 - \mu_2 > 0$ H_1 : $\mu_1 - \mu_2 < 0$

 $\gamma=n-1$ يتخذ التوزيع شكل T بدرجات حرية 0-1 وسط التوزيع 0-1 عدد أزواج المشاهدات.

 $Sx'_1-x'_2$ الانحراف المعياري، الخطأ المعياري لتوزيع المعاينة لفروق الأوساط $Sx'_1-x'_2=\sqrt{S^2}\,x^i_1+S^2\,x'_2-2d\,S\,x'_1\,S\,x'_2$

$$S^{2} \mathbf{x}'_{1} = \underline{S^{2}1}$$

$$S^{2} \mathbf{x}'_{2} = \underline{S^{2}2}$$

$$\underline{n}$$

$$\Sigma \mathbf{x}'_{2} = \underline{\frac{\Sigma^{2}2}{n}}$$

الفرضية:

$$H_0$$
: $\mu_1 - \mu_2 = 0$
 H_1 : $\mu_1 - \mu_2 \neq 0$

$$d_i = X_i - Y_i$$
$$d' = \sum_{n} d_{\underline{i}}$$

1- نحسب معدل الفروق ما بين العينتين:

$$S_d^2 = \frac{\sum d_i^2 - (\sum d')^2}{n}$$

3- نستخدم الاختبار t كما يلي:

$$T = \frac{\overline{X} - \mu_a}{\frac{S_a}{\sqrt{n}}}$$

Stud	Stat1 m	Stat2 m	di=Stat1-Stat2	\mathbf{di}^2
1	20	15	5	25
$\frac{1}{2}$	20	14	6	36
3	18	20	-2	4
4	15	17	-2	4
5	16	17	-1	1
6	12	18	-1	36
7	15	20		
8	·		-5	25
	18	18	0	0
9	18	14	4	16
10	18	17	1	1
11	14	8	6	36
12	16	18	-2	4
13	12	14	-2	4
14	17	14	3	9
15	14	12	2	4
16	19	20	-1	1
17	11	10	1	1
18	10	10	0	0
19	19	20	-1	1
20	12	15	-3	9
21	17	20	-3	9
المجموع 'd			0	226
d'			0	

$$S_d^2 = \frac{d_i^2 - (\underline{d'})^2}{n} = 11.3$$

 $S_d \quad = \quad \quad 3.361547$

الفصل الخامس: اختبار الفرضيات التي تتعلق بالمتوسطات الحسابية

$$T = \frac{\overline{x} - \mu_d}{\frac{S_d}{\sqrt{n}}}$$

النتيجة:

استخدم اختبار T لفحص تساوي متوسطات الاختبار الأول والثاني؟

بما أن القيمة المحسوبة (0) < أقل من القيمة الجدولية (1.72) وهي تقع في منطقة القيمة الخيولية (1.72) وهي تقع في منطقة القيمول، اذاً نقيبل الفرضية الصفرية، ويتبين انه ليس هناك فرقاً بين درجة الطالب في الاختبار الثاني.

الأزواج	الزوج	الزوجة	Di=Stat1-Stat2	${ m di}^2$
1	240	230	10	100
2	260	270	-10	100
3	250	240	10	100
4	230	230	0	0
5	280	270	10	100
6	220	230	-10	100
7	240	250	-10	100
8	260	250	10	100
9	240	230	10	100
10	250	220	30	900
المجموع			50	1700
d'			5	

$$S_{d} = 13.73358$$

$$T = \frac{\overline{x} - \mu_{d}}{\frac{S_{d}}{\sqrt{n}}}$$

$$T = (5-0)/(13.73/3.16) = 5/4.43 = 1.13$$
 المحسوبة $\gamma = n - 1 = 10 - 1 = 9$ $T_{9.0.05} = 1.83$

النتيجة:

استخدم اختبار T لفحص تساوي متوسطات دخل الأزواج والزوجات ؟
. بما أن القيمة المحسوبة (1.13) < أقل من القيمة الجدولية (1.83) وهي تقع في منطقة القبول، اذاً نقبل الفرضية الصفرية، ويتبين انه ليس هناك فرقاً بين دخل الأزواج والزوجات.

أهم الأساليب الإحصائية الشائعة واستخداماها:

ييس اللابارامترية	القا	قاييس البارامترية	ll l
- يستخدم لتقدير ما إذا كان	کاي	- تحديـــد ما إذا كان متوسطان أو	
توزيعان تكراريان تختلف عن		نـــسبتان، أو معاملا ارتباط يختلفان	
بعضها بشكل دال.		عن بعضهما.	احتبار (Z) -
		- تحديد ما إذا كان متوسط واحد	Z-test
		أو نـــسبة واحدة أو معامل ارتباط	احتبار (ت) t-test
		واحـــد يخـــتلف عن تلك العلاقة	1 1001
		للمحتمع.	
يــستخدم لقياس ما إذا كان	Mann-	- تحدید ما إذا كانت درجات	
متو سطين غـــير مـــرتبطين	Whitney U test	المتوسـط في عنصر أو اكثر تختلف	تحليل التباين
Uncorrected Means		عن بعضها.	Analysis of variance
يختلفان بشكل دال		- ما إذا كان هناك تفاعل دال بين	One way
		العناصر المختلفة.	Anova
		- يقيس إذا ما إذا كانت التباينات	Two way Anova
		Variances مختلفة عن بعضها.	

يسستخدم لقياس ما إذا كان		تــستخدم إذا ظهرت قيمة F دالة	الحتبارات تستخدم
متوســـطين مـــرتبطين	Wilxoxon	وذلك كسدف اختسبار الدلالة	بعد تحليل التباين.
Correlated Means	signed test	الإحـــصائية للفروق بين متوسطات	Duncan's
يختلفان بشكل دال		بحموعات محددة	Scheffe's Tuky
يستخدم لتقدير ما إذا كان 3		مشابه في الاستخدام لأسلوب تجليل	تحليل التغاير
قـــيم أو اكثر للمتوسطات في	Kruskal-	التباين إلا انه يمكن من ضبط متغير	Analysis of
عنسصر واحد تختلف بدلالة	Wallis test	مستقل أو اكثر في المتغير التابع.	Covariance (Anacova)
إحصائية		لاختبار الاتجاه المفترض	Trend Analysis
		يــستخدم لتقديــر قيمة في المحتمع	Confidence
		بالاعتماد على القيمة المعروفة للعينة.	limits

الأساليب الإحصائية لحساب الفروق:

التابع)	القياس والقياس هنا للمتغير	مستويات	عدد	
فئوي أو نسبي	رتي	اسمي	المتغيرات المستقلة	
t-test للعينة الواحدة	Smirnov	كاي تربيع لحسن المطابقة	1	عينة واحدة
t-test للعينات المستقلة.	Man Whitney U- Test. مسان وتني ؛ Median Test اختبار الوسيط	كاي تربيع للارتباط للعينات المستقلة ؛ فشر Fisher exact test	1	عینتان مستقلتان
t-test للعينات المستقلة. Randomization Test. Walsh Test.	Wilcoxon Signed Rank Test. Sign Test. الإشارة	كاي تربيع لنسبتين بيانات غير مستقلة	1	عينتان غير مستقلتان
Analysis of Variance (One Way Anova). تحليلي التسباين أحادى الإتجاه.	Kruskal Walliss کروسکال والیس Median test	كاي للعينات المستقلة	1	اکثر من عینتین مستقلتین

Anova (one way)	Friedman Test	Chochran O test		
اختسبارات تستحدم بعد	اختبار فريدمان	البيانات) Friedman Test		اكثر من
تحليل التباين.	, , , , , , , , , , , , , , , , , , , ,	الثنائية).	1	عينتين غير
Duncan's Multiple-			_	مستقلتين
range, Scheffe's , test., Tuky			!	ر
Factor analysis		کاي تربيع		
التحليل العاملي		وي تربيع		
2 way Anova تحليل			2 أو	عينتان أو
التباين ثنائي الاتحاه. :			اكثر	اكثر
Ancova				

3-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

1- اختبار الفرضية المتعلقة بوسط حسابي واحد.

One Sample T-Test الحينة الواحدة

إذا كانت العلامات أدناه هي علامات الطلاب في مادة قواعد البيانات استخدم اختبار لفحصص وجصود فرق بين متوسط درجة اختبار مادة قواعد البيانات (15.9286) وبين المتوسط الطبيعي وهو (12.5).

يمكن صياغة سؤال الدراسة بأحد الأشكال التالية:

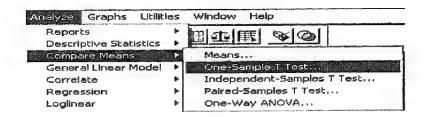
هل هناك فرق بين متوسط درجة الطلاب وبين المتوسط الطبيعي؟

نرفض الفرضية إذا كانت دلالة قيمة Sig.(2-tailed) اكبر من المستوى المقبول (0.05) وهذا يعنى أن المتوسط لا يساوي القيمة الثابتة a.

* ادخل البيانات كما هو مبين أدناه:

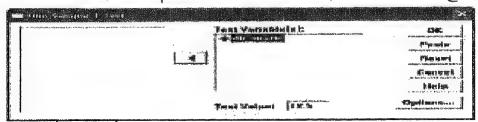
file Edit	View Date	Transform A	inalyze Graph	ns Utilities W	vindow Help
		> con band 7	Command City March	-मिन विका अ	Clement 9
14:	and the state of the state of the state of	5-54411-113 ttt v2	ADDRAIGN COMPANY AND THE CO.	. The state of the	BOLDSON LOOK THE PROPERTY OF LOOK
	db_mark	No Contr	vair	Visit.	Ver
1	14.00				
. 2	14.00	1	and the same of th	1	
3	20.00	Control of the statement of the feet of the statement of	The second second second second		The second second second
4	17.00	* ************************************	1 Mills 10 Ougs to down to det 11 Mills	The second secon	
5	17.00	H 44 1000 1 1 10 100 1		N. S.	
25	18.00	b privation o		for the same way	
7	20.00		anthone a third on the		
8	18.00	tur			
9	14.00	† ·			
10	17.00				
11	a.00			1	
12	18.00				
13	14.00				
-	14.00		and the second second		
7.4 1.5	14,00	l			

Analyze - Compare Means - One-Sample T Test...



ضع المتغير db mark في خانة :Test Variable(s)

وضع القيمة 12.5 في خانة :Test Value مثم أضغط زر



تظهر النتيجة التالية:

T-Test

One-Sample Statistics

	عدد المشاهدات	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
	N	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الخطأ المعياري
DB_MARK	14	15.9286	3.1736	.8482

One-Sample Test

		The state of the s	Test Value	= 12.5		
				Mean	95% Confide of the Di	ence Interval fference
	t	df	Sig. (2-tailed)	Difference	Lower	Upper
DB MARK	4.042	13	.001	3,4286	1.5962	5.2609

النتيجة:

تم حــساب متوسـط الفــرق بين المتغير والقيمة المفترضة (Mean Difference) = تم حــساب متوسـط الفــرق بين المتغير والقيمة الطلاب (15.9286) كان أعلى من المــــــــ 3.4286 والــــذي يــــــشير إلى أن الوســط الحسابي لعينة الطلاب (15.9286) كان أعلى من المــــــــتوى الطبيعي (12.5)، وكان الفرق = 3.4286 وهل هذا الفرق كافي لأن نقرر أنه ذو دلالة إحصائية؟

التحليل الإحصائي

 H_0 : $\mu = 12.5$ H_1 : $\mu \neq 12.5$

بمسا أن مسستوى المعسنوية Sig.(2 -tailed)=0.001 وهي أقل من < مستوى الدلالة α=0.05 اذاً نقبل الفرضية البديلة ونرفض الفرضية الصفرية

استخدم اختبار T لفحص وجود فرق بين متوسط درجة اختبار مادة قواعد البيانات وبين المتوسط الطبيعي (12.5) ، وقد تبين من خلال النتائج الموضحة في الجدول أعلاه أن متوسط علامات الطلبة كان أعلى من المتوسط الطبيعي (12.5) فقد بلغ متوسط علامات الطلب (15.93) بإنحراف معياري (3.17) وقد بلغت قيمة 4.042 وهي ذات دلالة احصائية عند مستوى أقل من 0.05

كانت قيمة t=4.042 قيمة صغيرة جداً وبلغ مستوى دلالتها Sig.(2-tailed)=0.001 قيمة صغيرة جداً وهـــي أقل من المستوى المقبول لدينا (α =0.05) وهذا يعني ان متوسط الاختبار في مادة قواعد البيانات ± 12.5 بل هو أعلى من ذلك.

القيمة المحسوبة 4.042 = t

القيمة الحرجة [-2.160 +2.160]

إن القيمة المحسوبة تقع في منطقة رفض الفرضية الصفرية يعني قبول البديلة.

المطلوب: إذا كانت العلامات أدناه هي علامات الطلاب في مادة الإحصاء استخدم اختسبار T لفحص وحود فرق بين متوسط درجة اختبار مادة الإحصاء (15.7619) وبين المتوسط الطبيعي وهو (12.5).

 H_0 : $\mu = 12.5$ H_1 : $\mu \neq 12.5$

	stat1_m
1	20.00
e,et 2	20.00
(C. * * * * * * * 3*	18.00
4	15.00
5	16.00
6	12.00
7	15.00
	18.00 18.00
10	18.00
11	14.00
12	16.00
13	12.00
4 1.4	17.00
15	14.00
15	19.00
17	11.00
18	10.00
19	19.00
20	12.00 17.00
2	17.00
	STE VIEW A VS

النتيجة: بما أن مستوى المعنوية Sig.(2-tailed)=0.000 ومستوى الدلالة α=0.05، إذا نقبل الفرضية البديلة ونرفض الفرضية الصفرية

يعني أن متوسط الاختبار في مادة الإحصاء +12.5 بل هو أعلى من ذلك.

One-Sample Statistics

				Std. Error
	N	Mean	Std. Deviation	Mean
STAT_MAR .	21	15.7619	3.0480	,6651

One-Sample Test

			Test Value	= 12,5		
				Меал	95% Cor Interva Differ	l of the
	t	df	Sig. (2-tailed)	Difference	Lower	Upper
STAT_MAR	4.904	20	.000	3.2619	1.8745	4.6494

2- اختبار الفرضيات حول الفررق بين وسطين حسابيين (للبيانات المترابطة) Paired Sample T-Test

السؤال هو: هل تتساوى متوسطات الطلاب بالاختبارين؟

نرفض الفرضية اذا كانت دلالة قيمة Sig.(2-tailed) أقل من المستوى المقبول (0.05) وهذا يعنى أن المتوسطين غير متساويين.

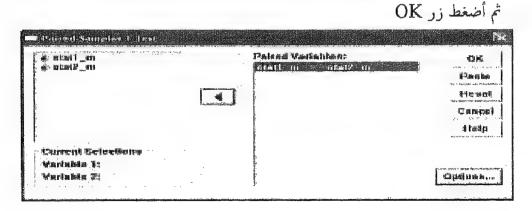
* ادخل البيانات كما هو مبين أدناه:

	stat1_m	stat2_m
1	20.00	15.00
2	20.00	14.00
3	18.00	20.00
4	15.00	17.00
5	16.00	17.00
6	12.00	18.00
7	15.00	20.00
8	18.00	18.00
9	18.00	14.00
10	18.00	17.00
11	14.00	8.00
12	16.00	18.00
13	12.00	14.00
14	17.00	14.00
15	14.00	12.80
16	19.00	20.00
17	11.00	10.00
18	10.00	10.00
19	19.00	20.00
20	12.00	15.00
21	17.00	20.00
4 1 1 1 0 5	rta View AVs	viable View

Analyze - Compare Means - Paired-Samples T Test...



ضع المتغيرات stat1_m و stat1_m في خانة :Paired Variables



تظهر لدينا المخرجات التالية:

المطلوب: إذا كانت العلامات أدناه هي علامات الطلاب في مادة الإحصاء في الاختبار الأول والاختسبار الثاني لفحص هل لهما نفس المتوسط الحسابي، استخدم اختبار لفحص وجود فرق بين متوسطى درجات الاختبارين في مادة الإحصاء.

 $H_0: \mu_1 = \mu_2$

 $\mathbf{H}_1: \mu_1 \neq \mu_2$

T-Test

Paired Samples Statistics

		Mean	N	Std. Deviation	Std. Error Mean
Pair	STAT1_M	15.7619	21	3.0480	.6651
1	STAT2_M	15.7619	21	3.6319	.7925

Paired Samples Correlations

	N	Correlation	Sig.
Pair 1 STAT1_M & STAT2_M	21	.505	.020

Pair	ed Differences		
		95% Confidence Interval	
	CM Error	of the Difference	

			Pair	ed Difference					
				Std. Error	95% Confide of the Di				
		ivie an	Std. Deviation	Mean	Lower	Upper	t	df	Sig. (2-tailed)
Pair 1	STAT1_M- STAT2_M	.0000	3.3615	.7335	-1,5302	1.5302	.000	20	1.000

Paired Samples Test

النتيجة:

استخدم اختبار T لفحص تساوي متوسطات الاختبار الأول والثاني؟

بما أن مستوى المعنوية $\alpha=0.05=$ Sig.(2-tailed)=1.000 ومستوى الدلالة $\alpha=0.05$ ، إذا نرفض الفرضية البديلة و نقبل الفرضية الصفرية.

تبين انه ليس هناك فرقاً بين درجة الطالب في الاختبار الأول ودرجته في الاختبار الثاني فقــد بلغــت قيمة (0.000) $\pm (0.000)$ وهي غير دالة إحصائيا على مستوى $\alpha = 0.05$ حيث حسب الــــبرنامج متوسط الفرق بين درجة الطالب في الاختبار الأول ودرجته في الاختبار الثاني والذي بلغ (0.0000).

-3 اختبار الفرضيات حول المفسرق بين وسطين حسابيين (للبيانات المستقلة) اختبار T للعينات المستقلة T-Test العينات المستقلة

فحصص فرضية متعلقة بمساواة متوسط متغير ما لعينتين مستقلتين، وله شكلان الأول في حالة افتراض تساوي تباين العينتين، والثاني في حالة افتراض أن تباين العينتين غير متساوي.

إذا كانت علامات الطلاب والطالبات في مادة الإحصاء في شعبة ما كما هو مبين أدناه، فهل يختلف تحصيل الذكور عن الإناث في هذه الشعبة؟

هل يرتبط تحصيل الطلبة حسب الجنس؟

الفرضية المطلوب احتبارها:

 $H_0: \mu_1 = \mu_2$ $\mathbf{H}_1: \mu_1 \neq \mu_2$

للاستخدام الاختبار يكون هناك متغير التحميع (Grouping Variable) وهو المتغير الذي يقسم العينة الكلية إلى عينتين جزئيتين غير متداخلتين، مثل متغير الجنس الذي يقسم العينة الكلية إلى عينة ذكور وعينة إناث، والمتغير الثاني يسمى متغير الاختبار (Test Variable) أو المتغير التابع، وهو متغير كمى .

والهــدف مــن هــذا الاختبار هو معرفة ما إذا كان متوسط متغير الاختبار لفئة متغير التحمــيع الأولى (الذكور) مساوية لمتوسط متغير الاختبار لدى الفئة الثانية (الإناث) من متغير التحميع.

السؤال هو: هل يختلف تحصيل الطلاب في مادة الإحصاء باختلاف جنسهم؟ أو هل يرتبط تحصيل الطلاب في مادة الإحصاء بالجنس؟

نرفض الفرضية الصفرية إذا كانت دلالة قيمة مستوى الدلالة (Sig.(2-tailed) أقل من المستوى المقرضية الصفرية إذا كانت دلالة قيمة متساويين، وذلك بعد تحديد قيمة المستحدمة بناء على نتيجة اختبار Levene Test لمساواة تباين العينتين.

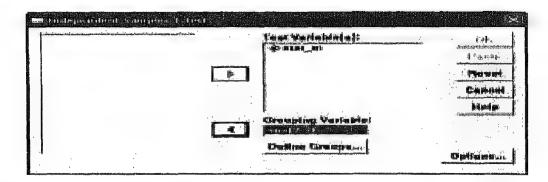
* ادخل البيانات كما هو مبين أدناه:

	According to the second state of the second state of the second s	p
	Sex .	stat_m
1	1,00	16.00
2.	1.00	18.00
2. 9 4	1.00	15.00
4	1.00	16.00
5	1.00	12.00
6	1.00	15.00
7	1.00	18.00
	1.00	18.00
.9	1.00	18.00
10	1.00	14.00
17	2.00	16.00
12	2.00	12.00
13	2.00	17.00
14	2.00	14.00
15	2.00	19,00
16	2.00	11.00
17	2.00	10.00
18	2.00	19.00
19	2.00	12.00
20	2.00	17.00
. 21		

Analyze - Compare Means - Independent-Samples T Test...



ضع المتغير stat_m في خانة : Stat_m ضع المتغير Grouping Variable: في خانة



انقر زر Define Groups، ضع القيمة 1 في :Group1، وضع القيمة 2 في :Define Group2 ، مُم اضغ زر Ok ، ثم اضغ زر Ok

€ Use specified values	Continue
Group 1: 1	Cancel
Group 2: 2	Help

تظهر لدينا المحرجات أدناه:

الإحصاءات الوصفية لكل عينة

Group Statistics

	SEX	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
STAT_M	1.00	10	16.0000	2.0548	.6498
	2.00	10	14.7000	3.3350	1.0546

Independent Rample c Test

			e's Tes lifer of Variances lifes into Equality of Means							
							Mean	SM. Error	95% Confide of the Di	
		F	ୟy.		df	alg. Q-ballen	Difference	Difference	Lower	Upper
ATAT_M	Equal variances assumed	5.356	.033	1,049	18	.306	1,3000	1.2367	-1.3025	3,9025
	Equal variances not assumed			1048	14.972	.311	1.3000	1,2387	1.3407	3.9407

النتيجة:

F تم اختبار تجانس التباين للفئتين بواسطة اختبار Test عيث حسبت قيمة 5.356 و كانست = 5.356 و مستوى دلالستها فكانت = 0.033 و ذلك لتحديد أي الاختبارين Equal variances assumed منستخدم، هل سنستخدم اختبار T في حالة تساوي التباين Equal variances not assumed اختبار T في حالة عدم تساوي التباين

استخدم اختبار T لفحص السؤال "هل يختلف تحصيل الطلاب عن الطالبات"؟ أو "هل يرتبط تحصيل الطلاب بالجنس"؟

وقد وجد من خدلال نتائج هذا الاختبار أنه ليس هناك فرقاً بين تحصيل الطلاب والطالبات حيث بلغت قيمة t=1.049 وهي ليست ذات دلالة إحصائية على مستوى أقل من 0.05

خــتار قــيمة t ومستوى دلالتها بناء على اختبار F لنقرر هل نختار اختبار T في حالة افتراض تساوى التباين أم اختبار T في حالة افتراض عدم تساوى التباين.

في هـــذه الحالة نختار اختبار T في حالة افتراض عدم تساوي التباين لأن مستوى دلالة $\alpha=0.033$ وقيمة $\phi=0.033$ أقل من $\phi=0.05$ وبالتالي فان تباين الفئتين غير متساوي.

وقد بلغ متوسط تحصيل الطلاب 16 بإنحراف معياري 2.0548 في حين بلغ متوسط تحصيل الطالبات 14.7 بإنحراف معياري 3.3350 حيث يتبين أن لا فرق في التحصيل بسبب الجنس.

ملاحظة: استخدام نقطة القطع Cut Point، والرسومات البيانية.

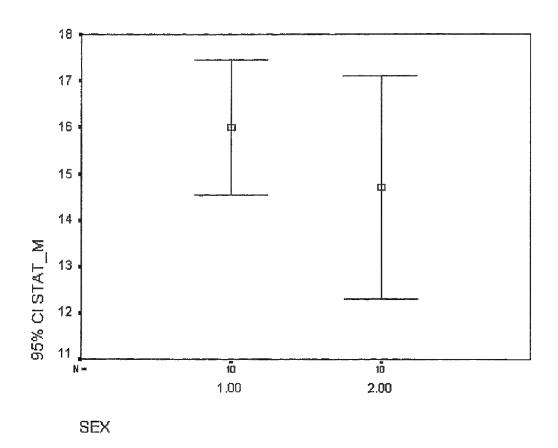
T-Test

Group Statistics

	AGE	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
STAT_M	>= 20.00	8	14,5000	3,11877	1.10195
	< 20.00		15.9167	2.50303	7225R

Independent Samples Test

	Levene's Equality of			-	t-test for Equality of Means						
						Mean	Std. Error	95% Contide of the D	nce Interval fference		
	F	Sig.	t	ď	Sig. (2-tailed)	Difference	Difference	Lower	Upper		
STAT_M Equal variances assumed	.830	.374	-1.125	18	.275	-1.4167	1.25884	-4.08140	1.22805		
Equal variances not assumed			-1.075	12.807	.302	-1.4467	1.31772	-4.26779	1.43448		



4-5 تماریسن Exercise

ضع رمز الإحابة الصحيحة في المربع المخصص لذلك:

				_		_	-			_
10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
							·			الإجابة
20	19	18	17	16	15	14	13	12	11	الرقم
										الإجابة

. Z علاقة Z بـ $\sigma_{x'}$ كعلاقة -1

$$Sx' - 3$$
 $S^2x - 7$ $\sigma^2 - 4$ σ^-

2- أي من التالي يمكن اعتباره فرضية إحصائية؟

$$Sx = 8 - \omega$$
 $r = 0.2 - \omega$ $X = 27 - \omega$ $\sigma = 10$

3- أي من التالي يمكن اعتباره فرضية إحصائية؟

$$Sx = 8$$
 - $c = 0.2$ - $c = 0.2$ - $c = 0.2$ - $c = 0.2$ - $c = 0.2$

4-0 م يجب أن يكون حجم العينة حتى يكون الخطأ المعياري للوسط الحسابي σ المعياري σ في المجتمع؟

5- إذا كانت Z=2.1 وكانت الفرضية البديلة غير متجهة، فإنه بالامكان:

$$\alpha = 0.01$$
 رفض الفرضية الصفرية على مستوى

$$\alpha = 0.05$$
 رفض الفرضية الصفرية على مستوى

$$\alpha = 0.05$$
 ج- رفض الفرضية الصفرية على مستوى

$$\alpha = 0.05$$
، $\alpha = 0.01$ د- رفض الفرضية الصفرية على المستويين

6 إذا كانست فترة المثقة 95% للوسط الحسابي تمتد ما بين 3.6 - 76.4 - 76.4 فأي من الفرضيات الإحصائية التالية تعتبر مرفوضة على مستوى 0.05 = 0.05 مع الأخذ بالحسبان أن فرضيتها البديلة غير متجهة:

$$\mu = 76.1 - \mu = 75.4 - \mu = 65 - \mu = 51.6 - 1$$

 $\alpha=0.01$ كانت مرفوضة على مستوى H0: $\mu=60$ كانت مرفوضة على مستوى -7 فهل هذا يعني أن القيمة -60 تقع:

8- يــستخدم اختبار T كاختبار للفرضية الصفرية حول الوسط الحسابي إذا كانت
 غير معلومة.

$$\alpha$$
 - σ - σ - σ - σ - σ - σ

9- أيهما أكثر شيوعاً في الاستخدام لفحص الفرضية حول الوسط الحسابي؟ χ^2 احتبار T - احتبار T - احتبار T

10- تكون قيم T الحرجة عند نفس مستوى الدلالة:

ب- اكبرللاختبار بذيلين.

أ- اكبرللاختبار بذيل.

د- لاشيء مما ذكر.

ج- نفس القيمة.

 α = 0.05 ، n=21 ما هي قيم T الحرجة في ذيل واحد وفي ذيلين إذا كانت T ما هي قيم

 $(2.528, 2.845) - \psi$

(1.721, 2.080) - 1

(2.518, 20831) -

 $(1.725, 2.086) -_{\overline{c}}$

 $\alpha = 0.01$ ، n=30 ما هي قيم T الحرجة في ذيل واحد وفي ذيلين إذا كانت T

 $(1.699, 2.045) - \psi$

(2.457, 2.760) - 1

د- (1.697, 2.042) --

 $(2.462, 2.756) -_{\overline{c}}$

-13 درست إحدى شعب الإحصاء المتقدم التي عدد أفرادها 45 طالباً وحدة اختبار الفرضيات حول الوسط الحسابي باستخدام مختبر الحاسوب، وعند إجراء اختبار يقيس مهارقم في هذه الوحدة وحد أن متوسط أدائهم -65.3 فإذا كانت النتائج المعلنة لجميع الطيلاب الآخرين هي 50 للوسط الحسابي و 12 للانحراف المعياري، فهل هناك ما يدعو إلى القول بأن نتائج الطلبة الذين استخدموا المختبر أعلى من نتائج الآخرين؟ استخدم $\alpha = 0.01$

أ- نعم لأن Z = 8.56 وهي تقع في منطقة رفض الفرضية الصفرية.

ب- نعم لأن Z = 8.56 وهي تقع في منطقة قبول الفرضية الصفرية.

ج- لا لأن Z = 8.56 وهي تقع في منطقة رفض الفرضية البديلة.

د- لا لأن Z = 8.56 وهي تقع في منطقة قبول الفرضية البديلة.

 $\alpha = 0.05$ بالاستعانة باختبار بذيلين H0: $\mu = 10$ بالاستعانة باختبار بذيلين $\alpha = 0.05$ مستخدماً عينة حجمها 25 ، وفحص جمال الفرضية نفسها بالاستعانة باختبار بذيلين $\alpha = 0.05$ مستخدماً عينة حجمها 100 فإن احتمال ارتكاب الخطأ من النوع الأول يكون أكبر ل:

ج- لا يمكن حسابه د- نفس الاحتمال.

ب- جمال

أ- فادي

 $\alpha=0.05$ فحصص فادي فرضيته الصفرية 10 $\mu=10$ بالاستعانة باختبار بذيلين فرضيته الصفرية $\mu=10$ فينة حجمها 25 ، وفحص جمال الفرضية نفسها بالاستعانة باختبار بذيلين $\mu=10$ مستخدماً عينة حجمها 100 ، إذا كانت القيمة الحقيقية 12 $\mu=10$ فأيهما يكون احتمال ارتكابه للخطأ من النوع الثاني اكبر؟

أ- فادي ب- جمال ج- لا يمكن حسابه د- نفس الاحتمال.

 $\alpha=0.05$ المناب المتعانة باختبار بذيلين المفرية 10 بالاستعانة باختبار بذيلين $\mu=0.05$ مستخدماً عينة حجمها 25 ، وفحص جمال الفرضية نفسها بالاستعانة باختبار بذيلين $\mu=0.05$ مستخدماً عينة حجمها 100 ، إذا كانت القيمة الحقيقية 12 $\mu=0.05$ اختباره أقوى؟

أ- فادي ب- جمال ج- لا يمكن حسابه د- نفس الاحتمال.

-17 يدعي عميد الكلية بان توجيه إنذارات إلى الطلاب يقلل من غياب الطلاب في الجامعة. فــاذا علم أن متوسط غياب الطلاب في الكلية في الأعوام المنصرمة كان 4.6 أيام للطالب الواحد. وبعد أن استخدم هذا الأسلوب لهذا العام مع صف عدد طلابه 25 طالباً وجد أن متوســط الغياب كان 3.7 أيام للطالب الواحد بانحراف معياري غير متحيز = 1.2 يوم. هل تدعم هذه البيانات صحة ادعاء العميد؟ استخدم 0.05

أ- نعم، لأن T=-3.75 وهي تقع في منطقة رفض الفرضية الصفرية.

ب- لا، لأن 3.75-T وهي تقع في منطقة رفض الفرضية الصفرية.

ج- نعم، لأن 3.75-T وهي تقع في منطقة رفض الفرضية البديلة.

د- لا، لأن 3.75-T وهي تقع في منطقة رفض الفرضية البديلة.

18- فيما يلي علامات عشرة طلاب على مقياس الاتجاهات، حرى تطبيقه قبل وبعد مشاهدة فيلم عن العنف المدرسي:

بعد	قبل	اسم الطالب
14	10	فادي
31	17	جمال
17	12	نبيل
17	19	فايز
13	10	des.
24	11	محمد
25	20	احمد
14	13	صلاح
16	17	صلاح سمير
15	20	يوسف

 $\alpha = 0.05$ القضية بعد مشاهدة الفيلم؟

- أ- لا وذلك لأن $\alpha = 0.05$ وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى $\alpha = 0.05$ للاختبار بذيل واحد.
- $\alpha=0.05$ وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى T=1.92 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى للاختبار بذيل واحد.
- $\alpha=0.05$ وهي ذات دلالية إحصائية على مستوى T=1.92 وهي ذات دلالية إحصائية على مستوى للاختبار بذيلين.
- $\alpha = 0.05$ وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى T=1.92 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى لأختبار بذيلين.
- 19 درسبت بحموعتان مادة الإحصاء المتقدم بطريقتين مختلفتين (نظري، عملي) وعند انتهاء فترة التدريس أجري اختبار تحصيلي للمحموعتين والجدول أدناه يبين النتائج:

الانحراف المعياري غير المتحيز SX	الوسط الحسابي 'X	عدد الأفراد n	
8	65	30	طريقة النظري
9	55	25	طريقة عملي

هل تختلف الطريقتان في تأثيرهما على التحصيل؟ علماً بأن المجموعتين قد اختيرتا بطريقة عشوائية.

p < 0.001 وهي ليست ذات دلالة إحصائية على مستوى T = 4.361 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى p < 0.001 . p < 0.001 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى p < 0.001 . p < 0.001 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى p < 0.001 . p < 0.001 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى p < 0.001 د – لا وذلك لأن p < 0.001 وهي ليست ذات دلالة إحصائية على مستوى p < 0.001

1 سلحبت عينتين على الموائيتين من مجتمعين طبيعيين حجم الاولى 5 والثانية 4 والبيانات موضحة في الجلدول التالي اختبر أن كانت توجد فروق حوهرية بين متوسط مجتمعيهما مستوى دلالة $\alpha=0.05$.

العينة الثانية	العينة الاولى
2.3	3.1
1.4	4.4
3.7	1.2
8.9	1.7
	3.4

2- احدى شدركات المنتجات النفطية أنتجت نوع معين مطور من مادة الكاسولين المحسن لزيادة عدد الكيلو مترات من المسافات المقطوعة. ولاختبار هذا ،سحبت عينة عشوائية من 10 سيارات وسارت باستخدام الكاسولين المحسن والعادي والجدول التالي يبين المسافات المقطوعة من قبل العشر سيارات.اختبر على مستوى 0.05 انه لا توجد فروق جوهرية وإن كانت هناك فروق قدرها بحدود الثقة السابقة في السؤال.

كاسولين				
محسن	عادي			
25.7	24.9			
20.5	18.8			
28.4	27.7			
3.7	13.0			
18.8	17.8			
12.5	11.3			
28.4	27.6			
8.1	8.2			
23.1	23.1			
10.4	9.9			

 3- الجـــدول الـــتالي يمثل بيانات عن الاجور التي تتقاضاها عينتين عشوائيتين و المسحوبة من بحتمعين طبيعين أحدهم المشتغلين لدى الدولة والثانية لدى القطاع الخاص.

	الاجور لدى قطاع الدولة	الاجور لدى القطاع الخاص
حجم العينة	30	35
الوسط الحسابي	3333520	35558.97
النحراف المعياري	15129.09	14940.88

احسب فترة ثقة 95%للفرق بين متوسطى مجتمعهما.

4- اجري اختبار في احدى المساقات ومع شعبتين مختلفتين الاولى مكونة من 40 طالباً والثانية 30 طالباً و الشعبة الاولى 65 درجة بانحراف معياري 30 طالباً وجد أن متوسط علامات الطلبة في الشعبة الثانية 57 درجة بانحراف معياري 6 درجة اختسبر إن كان هناك فروق جوهرية بين مستوى الطلبة في الشعبتين على مستوى معنوية \$-0.05

- 5- إذا كسان متوسط الزيادة في وزن 12 فأرة بعد تغذيتها بطريقة معينة لمدة معينة هو 145 غسم وبانحراف قياس للوسط الحسابي مقداره 2.3 غم وبمستوى احتمال 5% هل يمكن القسول أن متوسط الزيادة في الوزن نتيجة التغذية على الطريقة لا تقل عن 150 غم اختبر ذلك.
- 6- شركة توزيع المحروقات ارادت تقدير الوسط الحسابي للمحتمع بحدود ثقة 95% سحبت عيسنة عشوائية مكونة من 100 عائلة مستهلكة للسولار كان معدل استهلاكها ما يعادل 103 غالون بانحراف معياري 327.8. احسب الوسط الحسابي للمحتمع الذي سحبت مسنه العيسنة ثم فسر إذا استهلكت عائلة منفردة 800 غالون هل يمكن اعتبار ذلك ممكن احتبر ذلك.
- 7- احدى شركات الاتصالات اجرت بحثا حول المكالمات الطويلة فوجد ان معدل ما يدفعه المدواطن للمكالمية الطويلة يساوي 17.10 دولار في الشهر. وبانحراف معياري 9.80 دولار. سحبت عينة عشوائية ل50 قائمة تلفون.
 - أوجد احتمال أن تكون مدة المكالمة اكبر من 20 دولار.
 - 0.05= مستخدماً $\mu>21$ ضد $\mu>21$ مستخدماً $\mu=21$
- 8- أحسريت مقارنة للأسعار في مدينتين مثل اليابان وامريكا فإذا كان سعر المفرق لبعض المواد التحارية في كل من الدولتين موضحة في الجدول أدناه:

	أمريكا	اليابان
حجم العينة	N1=50	n2=30
معدل سعر	1154.5	1224.3
الانحراف المعياري	1989	1843

0.05=lpha اختبر أن فروقات الاسعار هي أكبرمن 200 دولار بمستوى دلالة

μ,	من جحتم	مسحوبة	12	حجمها	عشوائية	لعينة	النفطي	التقدير	أحسب	-9
----	---------	--------	----	-------	---------	-------	--------	---------	------	----

	المحموعة الأولي	المجموعة الثانية
الوسط الحسابي	38.75	35015
الانحراف المعياري	3.2	2.7
حجم العينة	100	100

وكانت أفراد العينة هي:

X: 9 6 5 3 4 7 8 9 10 3 12 6

- 10- في إحدى المدارس الأساسية سحبت عيينة عشوائية من الطلبة الذين سيعملون النظارات الطبية. فما تقديرك للسته الطبية حجمها 20 طالباً فوجد أن 6 منهم يستخدم النظارات الطبية. فما تقديرك للسته الذين يستعملون النظارات الطبية في تلك المدرسة.
- 11- سحبت عينة عشوائية حجمها 400 مفردة من مجتمع انحرافة القياسي 30 ومعدل 160 احسب فترة ثقة 95% للوسط الحسابي للمجتمع الذي سحبت منه هذه العينة.
- 12- سحبت عينة عشوائية من إحدى المصانع الكهربائية حجمها 25 مصباحا فكان الوسط الحسابي لأعمار هذه المصابيح 890 ساعة. احسب فترة ثقة 90% لمعدل أعمار المصابيح المنتجة في هذا المصنع على أن الانحراف المعياري لإنتاجية هذا المصنع هو 35 ساعة.
- 14- سلحبت عيلمة عشوائية مكونة من 25 طالبا من جامعة مؤته لتقدير معدل المصروف الشهري لهم. فوجد أن مصروفهم الشهري بالدينار الأردين كما يلي:

38 51 49 38 36 35 44 50 43 41 44 38 33 45 50 51

30 50 45 40 30 44 39 49 52

- ما هو تقديريك لمعدل المصروف الشهري لجميع طلبة جامعة مؤته.
- احسب فترة ثقة 95% لمعدل المصروف إذا كان المصروف يخضع لتوزيع طبيعي.

15- سمحلت قياسات الحموضة (PH) لعينات من ماء المطر في 10 مواقع في منطقة صناعية فكانت 3.9 3.1 5.1 3.8 4.5 3.2 4.8 3.9 احسب فترة ثقة 95% لمعدل حموضة ماء المطر لكل المناطق.

10- إذا كانست أجور مندوبي المبيعات لكل من الذكور والإناث تخضع لتوزيع طبيعي متباين 100 للذكور و441 للإناث علما بأن المجتمعين للذكور والإناث مستقلين عن بعضهما. سحبت عينة عشوائية ثانية (إناث) حجمها 170 وانحراف معياري 9 وعينة عشوائية ثانية (إناث) حجمها 24 بوسط 162 وانحراف معياري 10.

- احسب فترة ثقة للفرق.

17- الجدول التالي يبين التحصيل العلمي لمجموعة من الطلبة في مدينتين مختلفتين.

الانحراف المعياري	الوسط الحسابي	حجم العينة	المدينة
11	79	200	f
12	73	150	ب

احسب فترة ثقة 95% للفرق بين معدلي تحصيل الطلبة.

18- الجـــدول الـــتالي يمـــثل الأجور التي يتقاضاها عينتين عشوائيتين والمسحوبة من مجتمعين إحداهما المشتغلين لدى القطاع الخاص والتالية لدى الدولة.

	الثانية (الدولة)	العينة الأولى(الخاص)
حجم العينة	30	35
معدل الأجر بالدولار	33335.20	35558.79
الانحراف المعياري	15129.09	14940.88

احسب فترة ثقة 95% للفرق بين متوسطي مجتمعهما.

الفصل الخامس: اختبار الفرضيات التي تتعلق بالمتوسطات الحسابية

20- تم اختيار مجموعتين من الطلبة في مادة الرياضيات وسحبت عينتين عشوائيتين من طلاب وطالبات إحدى المدارس وكانت النتائج كما يلى:

طالبات	طلاب	
85	18	الوسط الحسابي
4	5	الانحراف المعياري
12	10	حجم العينة

على افتسراض أن المحتمعين يتوزعان قريبا من التوزيع الطبيعي وأن تباينهما غير معلوم ولكنهما متساويان احسب فترة ثقة 97% للفرق بين متوسط المحتمعين.

الفَصْيِلُ السِّكَ الْحِسْنُ

اختبار الفرضيات حول التباينات

Testing Hypothesis Inference Regarding Variances

- 6-1 اختبار فرضية تتعلق بالتباين لمجتمع واحد.
- 6-2 اختـبار فرضـية تـتعلق بتـساوي التـباين لمجتمعـين مستقلين.
- 3-6 اختبار فرضية تتعلق بتساوي التباين لمجتمعين غير مستقلين.
 - 4-6 تماریــن Exercise.

الفقطيك السياليسين

اختبار الفرضيات حول التباينات Testing Hypothesis Inference Regarding Variances

1-6 اختبار فرضية تتعلق بالتباين لمجتمع واحد. Testing Hypothesis Inference Regarding Variances

اختـــبار الفرضـــيات حول التباين ضروري في الاختبارات الإحصائية التي تتطلب توفر تجانس التباين.

$$\chi^2$$
 (کا²) توزیع کاي تربیع –

- ■لا يأخذ قيماً سالبة.
- -1-0 القيمة العظمى للاحتمال فيه 68من الحالات) تنحصر بين
 - ■ملتو التواء موجب، وإن الالتواء يقل بإزدياد درجات الحرية.
 - ■ليس له شكل محدد ولكن يعتمد شكله على درجات الحرية.

$$\chi^2 = \sum \frac{(\mathbf{Xr} - \mu)^2}{\sigma^2}$$

X : المشاهدة على المتغير التابع.

μ : وسط المحتمع الإحصائي على المتغير التابع.

. التباين في المشاهدات للمحتمع على المتغير التابع. σ^2

مصثال1-6) استخرج قيمة χ^2 التي تحصر χ^2 من المساحة في الذيل الموجب عندما تكون درجات الحرية = 19

الحسل: مسن جدول χ^2 نبحث عن تقاطع 0.05 من المساحة مع درجات الحرية 19 فنجد قيمة $\chi^2=30.14$

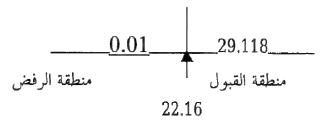
استخدام توزيع χ^2 في اختبار الفرضيات حول التباين

$$\chi_{n-1}^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$$

S: التقدير غير المتحيز للانحراف المعياري n: عدد المشاهدات.

 γ =n-1 الانحراف المعياري للمحتمع الاحصائي. σ

استخدم هذه البيانات في فحص ادعاء الباحث بأن التباين في اطوال النساء يقل عما هو الحال عند الرجال من نفس العمر استخدم مستوى الدلالة $\alpha=0.01$



الحل:

H0: $\sigma^2 = (2.5)^2 = 6.25$

H1: $\sigma^2 < 6.25$

بما ان مستوى الدلالة $\alpha=0.01$ نبحث في جدول χ^2 تحت عمود $\alpha=0.01$ ودرجات حرية 1-41=40 بحد ان القيمة الحرجة $\alpha=22.16=41$

القيمة المحسوبة

$$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \frac{(41-1)(2.133)^2}{6.25}$$

النتيجة:

بما ان القيمة المحسوبة 29.118 أكبر من القيمة الحرجة = 22.16 لا نستطيع رفض الفرضية الصفرية، لأن منطقة الرفض للفرضية الصفرية في الجهة اليسرى.

لـــذلك لا يــوجد ما يكفي لتدعيم فرضية الباحث بأن التباين في اطوال النساء ذوات الاعمـــار من (20 إلى 25) يقل عن التباين في اطوال الرجال من نفس العمر على مستوى $\alpha=0.01$ الدلالة

دعنا نفرض أن الفرضية البديلة كانت غير متجهة



H0: $\sigma^2 = (2.5)^2 = 6.25$ H1: $\sigma^2 \neq 6.25$

بما ان الفرضية البديلة غير متجهة تكون منطقة الرفض على الذيلين كما يلي القيم الخرجة لمنطقة القبول χ^2 40 $_{0.005}$ = 20.71 والقيمة χ^2 والقيمة المحسوبة

$$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \frac{(41-1)(2.133)^2}{6.25}$$

بما ان القيمة المحسوبة 29.118 تقع ضمن منطقة قبول الفرضية الصفرية لا نستطيع رفض الفرضية الصفرية.

لـــذلك لا يــوجد ما يكفي لتدعيم فرضية الباحث بأن التباين في اطوال النساء ذوات الاعمار 20 على 25 يختلف عن التباين في اطوال الرجال من نفس العمر على مستوى الدلالة $\alpha=0.01$

فترة الثقة للتباين: فترة الثقة 0.95% تكتب

$$0.95 = \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{(n-1,0.975)}} \ge \sigma^2 \ge \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{(n-1,0.025)}}$$

تعني أن الاحتمال = 0.95 بأن تقع القيمة الصحيحة أو الحقيقية للتباين بين الحدين

$$\frac{(n-1)S^2}{\chi^2}$$
 کحد اُدن. $\frac{(n-1)S^2}{\chi^2}$ کحد اُدن. χ^2

مثال6-3: افرض ان عينة من 25 شخصاً تم اختيارهم بشكل عشوائي من مجتمع يتخذ شكل التوزيع الطبيعي في الخاصية تحت الدراسة. وعند حساب التباين غير المتحيز لتلك الخاصية في أفسراد العيسنة، وحسد أنه =16 ، كون فترة الثقة 95% للتباين في هذه الخاصية في المجتمع الإحصائي.

الحل:

$$\chi^2$$
(24,0.025) = 39.36 وأن χ^2 (24,0.975) = 12.40 بالرجوع إلى جدول (χ^2) بخد أن χ^2 (24,0.975) = χ^2 (24,0.975) بالرجوع إلى جدول الحد الأدبى = χ^2 (24,0.975) وبذلك يكون الحد الأدبى = χ^2 (24,0.975) وبذلك يكون الحد الأدبى = χ^2 (24,0.975) χ^2 (24,0.975) وبذلك يكون الحد الأدبى = χ^2 (24,0.975) وبذلك يكون الحد الأدبى = χ^2 (24,0.975) وأن

توزيع ف

يستخدم لاختبار تساوي التباين في مجمتمعين احصائيين

$$F = \frac{\chi^2 \gamma_1/\gamma_2}{\chi^2 \gamma_2/\gamma_1}$$

ف مــتغير عشوائي يتكون من النسبة لقيمتين مستقلتين من قيم χ^2 كل منهما مقسومة على درجة حريتها.

2-6 اختـبار فرضـية تـتعلق بتـساوي التـباين لمجتمعـين مستقلين. Testing Hypothesis about Two Independent Variances

$$H0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$$

$$F = \underline{S}_1^2$$

 S_2^2

 $\gamma_1 = n_1 - 1$ در جات الحرية للبسط

 $\gamma_2 = n_2 - 1$ در حات الحرية للمقام

يمكن استخدام اختبار F بذيل أو بذيلين.

الفرضية متجهة: إذا استخدم بذيل واحد تكون القيم الحرجة للرفض أو القبول مباشرة في جدول F.

الفرضية غير متجهة: يجب أن نقسم $\alpha/2$ ونستخرج قيمتين حرجتين من قيم F هما: $F(\gamma_1,\gamma_2,\ \underline{\alpha}\)$ كحد أدنى $F(\gamma_1,\gamma_2,1-\ \underline{\alpha}\)$ = $F(\gamma_1,\gamma_2,\frac{\alpha}{\alpha}\)$ = $F(\gamma_1,\gamma_2,\frac{\alpha}{\alpha}\)$ الحد الأدنى يستخرج من العلاقة $F(\gamma_2,\gamma_1,1-\ \underline{\alpha}\)$

مثال6-4) اعتقد باحث أن الطلاب الاذكياء يبدعون في التحصيل في جو تنافسي بينما يقل تحصيلهم نسبياً في جو تعاوني وبذلك يزداد التباين في التحصيل اذا تم التدريس في جو تنافسي ولكنه يقل إذا تم تدريسهم في جو تعاوني. ولأحتبار هذه الفرضية قام باحتبار مجموعتين بسشكل عسشوائي درست الأولى في جو تنافسي والثانية في جو تعاوني. وعند انتهاء التحربة استخرج الانحراف غير المتحيز لهاتين المجموعتين فكان لمجموعة الجو التنافسي 6.4 والمحموعة الخو التعاوني 8.2 فإذا كان عدد أفراد المجموعة الاولى 8.1 وعدد أفراد المجموعة الثانية 8.1 فهل تدعم هذه البيانات صحة إدعاء الباحث؟

واذا كان ادعاؤه هو ان اختلاف الجو التدريسي لا يؤثر على التباين في التحصيل، فهل تدعم هذه البيانات صحة مثل هذا الادعاء؟ استخدم في الحالتين α=0.05

في حالة الفرضية متجهة:

H0:
$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$$

H1: $\sigma_1^2 > \sigma_2^2$

بما ان البيانات مستقلة إذا الاختبار المناسب هو F

$$\gamma_1 = n_1 - 1$$
 = 16 = 17 - 1 = 16 $\gamma_2 = n_2 - 1$ = 15 - 1 = 14 = 15 - 1 = 14 $F = \frac{S^2}{1} = \frac{(6.4)^2}{(3.9)^2} = 2.69$

القيمة الحرجة F هي 44.095) = 2.44

بما أن القيمة المحسوبة (F=2.69) اكبر من القيمة الحرجة (F=2.69) اكبر من القيمة الحرجة (F=16.14.0.95) اكبر من القيمة الحرجة (F=16.14.0.95) السنائي يؤدي الى جعل المدلك نسرفض الفرضية الصفرية ونستنتج أن تدريس الطلاب في جو تنافسي يؤدي الى جعل التساين في علاماتهم أعلى وبدلالة احصائية غير مستوى 0.05 مما هي عليه الحال في الجو التعاوي.

في حالة الفرضية غير متجهة:

$$H0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$$
 $H1: \sigma^2_1 \neq \sigma^2_2$ (F=2.69) القيمة المحسوبة

$$F = \frac{S^2_1}{S^2_2} = \frac{(6.4)^2}{(3.9)^2} = 2.69$$
 S^2_2 $(3.9)^2$ $F = \frac{S^2_2}{S^2_2} = \frac{(3.9)^2}{(3.9)^2} = 0.37$ S^2_1 $(6.4)^2$

القيمتين الحرجتين للمختبر الاحصائي F وهما:

 $F(\gamma_1,\gamma_2,1-\underline{\alpha})=F_{(16,14,0.975)}=2.95$ الحد الأعلى يستخرج مباشرة من الجدول

الحد الأدبي يستخرج من العلاقة

$$\frac{1}{F(\gamma_2, \gamma_1, 1-\frac{\alpha}{2})} = F(\gamma_1, \gamma_2, \frac{\alpha}{2}) = F_{(16,14,0.025)} = 1/F_{(14,16,0.975)} = 1/2.75 = 0.36$$

بما أن القيمة المحسوبة ل F هي: 0.37 و 2.6 تقع ضمن منطقة القبول بين الحدين 2.95 و 0.36 ولذلك نقبل الفرضية الصفرية ونستنتج أن تدريس الطلاب في جو تنافسي لا يؤدي الى جعل الاختلاف في التباين في علاماهم عن التباين في علامات الذين يدرسون في جو تعاويي ذا دلالة احصائية.

3-6 اختبار فرضية تتعلق بتساوي التباين لمجتمعين غير مستقلين. مستقلين. Testing Hypothesis about Two Dependent Variances

H0:
$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$$

$$\gamma = n - 2$$

$$T = \frac{S_1^2 - S_2^2}{\sqrt{\frac{4S_1^2 - S_2^2}{n - 2}} * (1 - r^2)}$$

التباين غير المتحيز للعينة الأولى. S^{2}_{1}

 S^2_2 : التباين غير المتحيز للعينة الثانية.

n : عدد أزواج المشاهدات.

r : معامل الارتباط بين المشاهدات في العينة الأولى والمشاهدات في العينة الثانية.

معال 6-6: اعتقد باحث أن التجانس في الأداء على مقياس للاتجاهات نحو المدرسة يسزداد مع تقدم الطالب في المستوى التعليمي. وبمعنى آخر يقل التباين كلما ارتفع الطالب من مستوى تعليمي لآخر. وللتحقق من صحة هذا الادعاء أجرى اختبارا للاتجاهات على عينة من الطلاب من مستوى الثالث الاعدادي ثم أعاد إجراء الاختبار على نفس العينة وهم في مستوى الثالث الثانوي. وقد كان عدد الذين اخذوا الاختبار في المرتين يساوي 74 طالباً. وكان التباين في العلامات في الاجراء الأول $S^2_1=105$ وفي الاجراء الثاني أصبح التباين $S^2_2=82$ ، أما معامل الارتباط بين علامات الطلاب في الاجرائين فكان $S^2_1=105$ هل تدعم هذه البيانات صحة إدعاء الباحث؟ استخدم $S^2_1=105$

الحل:

H0:
$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$$

H1: $\sigma_1^2 > \sigma_2^2$

التباين في الثالث الإعدادي. σ^2

التباين في الثالث الثانوي. σ^2

القيمة المحسوبة للمختبر الاحصائي T

$$T = \frac{S_{1-}^2 S_{2}^2}{\int \frac{4 S_{1-}^2 S_{2-}^2}{n-2} * (1-r^2)}.$$

$$T = \underbrace{\frac{105 - 82}{4 * 105 * 82 * (1 - 0.8^{2})}}_{\sqrt{74 - 2}} = 1.752$$

 $T_{\gamma,1-\alpha}$ القيمة الحرجة

$$\gamma = 74 - 2 = 72$$
 درجات الحرية

One Tail الاختبار بذيل واحد

 $T_{\gamma,1-\alpha} = T_{72,1-0.05} = T_{72,0.95} = 1.671$

النتيجة:

المعتبر الاحصائي α (1.752) كبر من القيمة الحرجة (1.671) من القيمة الحرجة (1.671) برفض الفرضية الصفرية على مستوى $\alpha=0.05$ ، ونستنتج أن البيانات تدل على أن التباين في إتجاهات الطلاب نحو المدرسة يقل مع ارتفاع مستواهم التعليمي.

4-6 تماریسن Exercise

تموين (1): ضع رمز الإجابة (نعم أو لا) في المربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة

مكسن إهمسال افتسراض تجسانس التباين في اختبار T اذا تساوى عدد الأفراد في كل من المجموعتين.

T باستخدام اختبار H0: $\sigma^2 = C$ باستخدام اختبار –2

F مشاهدات مستقلة باستخدام اختبار الفرضية با $\sigma^2_1=\sigma^2_1=\sigma^2_2$ مشاهدات مستقلة باستخدام اختبار

T مشاهدات غير مستقلة باستخدام اختبار الفرضية $H0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$ مشاهدات غير مستقلة باستخدام

5- تصاغ الفرضيات الاحصائية بعد أن يتم جمع البيانات.

6- اختبار التباين بصورة عامة لا تتأثر بعدم الايفاء بافتراضات التوزيع الطبيعي.

آج اذا كانت الفرضية البديلة $\sigma^2 = 1$: $\sigma^2 = 1$ فإن القيمة الحرجة للاحصائي $\sigma^2 = 1$ هي التي يعطيها جدول $\sigma^2 = 1$ مباشرة؟

? H0: $\sigma^2_1 = \sigma^2_2$ اذا كانت n1=n2 فلماذا نحتم باختبار الفرضية -8

تموين (2) : ضع رمز الإحابة الصحيحة في المربع المحصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة
20	19	18	17	16	15	14	13	12	11	الرقم
										الإجابة

ان توزیع χ^2 یتصف بما یلی:

أ- توقع التوزيع=درجات الحرية.

ج– يكون ملتوياً التواء موجباً.

ب- يكون دائماً متماثلاً.
 د- يكون ملتوياً التواء سالباً.

 χ^2 – 2

2- أن توزيع T يتصف بما يلي:

أ- توقع التوزيع-درجات الحرية.

ب- يكون دائماً متماثلاً.

ج- يكون ملتوياً التواء موجباً.

د- يكون ملتوياً التواء سالباً.

3- أن توزيع F يتصف بما يلي:

أ- توقع التوزيع=درجات الحرية. ب- يكون دائماً متماثلاً. ج- يكون ملتوياً التواء موجباً. د- يكون ملتوياً التواء سالباً.

4- إن القيمة الحرجة (F_{5,7,0.05}) هي: أ- 3.95 ب- 7.46 ب- 3.95

5- ان القيمة الحرجة (χ²_{5,0.99}) هي: أ- 0.554 ب-20.752 ج- 1.145 د- 1.610

-6 ان القيمة الحرجة ($T_{24,0.975}$) هي: -6 1.711 حي -2.064 حب -2.069 ح

 H_0 : $\sigma^2 = C$ باستخدام اختبار: -7 T باستخدام اختبار: -7 T باستخدام اختبار: -7

9- عينتان مستقلتان، التباين في المشاهدات في أحد المتغيرات في الأولى =100 وعدد أفرادها= 15 والتباين في المشاهدات في نفس المتغير للعينة الثانية =64 وحجمها = 36، هل يختلف التباين في المجتمعين احصائياً؟

أ- لا، لأن F=1.56 وهي ذات دلالة احصائية.

ب- نعم، لأن F=1.56 وهي ذات دلالة احصائية.

ج- نعم، لأن F=1.56 وهي ليست ذات دلالة احصائية.

د- لا، لأن F=1.56 وهي ليست ذات دلالة احصائية.

10- يمكن إهمال افتراض تجانس التباين في اختبار T إذا:

أ- عدد الأفراد في المجموعة الأولى يساوى عدد الأفراد في المجموعة الثانية.

ب- عدد الأفراد في المحموعة الأولى أكبر من عدد الأفراد في المحموعة الثانية

ج- عدد الأفراد في المجموعة الأولى أقل من عدد الأفراد في المجموعة الثانية.

د- لاشيء مماذكر.

 χ^2 (كا 2) أي من التالية ليس من خصائص توزيع كاي تربيع (كا 2 أ- بأخذ قيماً سالية.

-1 القيمة العظمى للاحتمال فيه 68من الحالات) تنحصر بين -1

ج- ملتو التواء موجب، وإن الالتواء يقل بازدياد درجات الحرية.

د-ليس له شكل محدد ولكن يعتمد شكله على درجات الحرية.

..... اختبار الفرضية $\sigma^2_1 = \sigma^2_1$ مشاهدات غير مستقلة باستخدام اختبار -12

 γ^2 –2

ب- T - ج- T

7. -1

 χ^2 في توزيع χ^2 إن القيمة العظمى للاحتمال التي تنحصر بين χ^2 هي:

ب-0.68 ج- 0.95 د- 0.68

2.13 - اذا كــان الانحراف المعياري للمحتمع = 2.5 ، وكان الانحراف المعياري للعينة=

وعدد العينة=31 ومستوى الدلالة=0.01 فإن قيمة χ^2 المحسوبة تساوى:

0.99 - 0.05 - 0.68 - 0.34 - 0.34

15- اذا كسان الانحراف المعياري للمحتمع - 2.5، وكان الانحراف المعياري للعينة=2.13

وعدد العينة=31 ومستوى الدلالة=0.01 فإن قيمة χ^2 الحرجة تساوى:

أ- 20.599 - أ - 18.493 - ح- 16.306 - د- 18.493

الفضيل السيتابغ

اختبار الفرضيات حول معاملات الارتباط Hypotheses Testing Regarding Correlation Coefficients

- 7-1 مقدمة
- 2-7 اختبار الفرضية حول معامل ارتباط واحد.
- 3-7 اختـبار الفرضـيات حـول الفَـرق بـين معاملـي ارتـباط مستقلين،
- 7-4 اختبار الفرضيات حول معاملي ارتباط للبيانات غير المستقلة.
 - 7-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
 - 6-7 تمارىيىن Exercise

الفقطيلة السيّنابغ

اختبار الفرضيات حول معاملات الارتباط Hypotheses Testing Regarding Correlation Coefficients

7-1 مقدمة

الارتباط Correlation

إن نظرية الارتباط تظهر قوة العلاقة بين متغيرين مع إمكانية تحديد نوع وقوة العلاقة بين المظواهمر، كالعلاقمة بين مستوى التعليم والأداء، والعلاقة بين معدل الثانوية العامة ومعدل الجامعة، والعلاقة بين المستوى الاقتصادي والتحصيل.

إن الهدف مدن تحليل الارتباط Correlation هو معرفة وجود علاقة بين متغيرين أو X_i Variable من المتغيرات المستقلة Independent Variables) مع المتغير التابع Y_i Dependent (Y_i) مدن عدم وجودها، وهناك عدة مقاييس لتحديد درجة العلاقة والارتباط بين المتغيرات.

- قياس الارتباط Measures of Correlation
 - 1- رسم شكل الانتشار Scatter Plot.
- 2- القياس الكمى للارتباط Quantitative Measure

معامل الارتباط الخطى البسيط Simple Linear Correlation معامل

أ- معامل ارتباط بيرسون الخطي Person Linear Correlation Coefficient معامل ارتباط بيرسون يقيس قوة واتجاه العلاقة الخطية فقط بين متغيرين كميين.

$$\mathbf{r}_{\mathbf{x}\mathbf{y}} = \frac{\sum (\mathbf{X} - \overline{\mathbf{X}}) (\mathbf{Y} - \overline{\mathbf{Y}})}{\sqrt{\sum (\mathbf{x} - \overline{\mathbf{x}})^3 \sum (\mathbf{y} - \overline{\mathbf{y}})^3}}$$

$$r_{xy} = \frac{\sum Z_x Z_y}{n} = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\sum Z_x Z_y}{n}$$

$$(\sqrt{2} - \sqrt{2}) - (\sqrt{2} - \sqrt{2}) = 0$$

$$(\sqrt{2} - \sqrt{2} - \sqrt{2}) = \sqrt{2} = 0$$

$$(\sqrt{2} - \sqrt{2}) = \sqrt{2} = 0$$

$$(\sqrt{$$

$$\mathbf{r} = \underline{\mathbf{n}} (\underline{\Sigma} \mathbf{x} \mathbf{y}) - (\underline{\Sigma} \mathbf{x}) (\underline{\Sigma} \mathbf{y})$$
$$\sqrt{[\mathbf{n}(\underline{\Sigma} \mathbf{x}^2) - (\underline{\Sigma} \mathbf{x})^2]} \sqrt{[\mathbf{n}(\underline{\Sigma} \mathbf{y}^2) - (\underline{\Sigma} \mathbf{y})^2]}$$

$$\frac{\overline{\omega} * \overline{\omega} * \overline{\omega} - (\sqrt{\omega}, \overline{\omega})}{2 \overline{\omega} * \overline{\omega} - 2 \overline{\omega} } = \sqrt{2 \overline{\omega} * \overline{\omega} - 2 \overline{\omega}}$$

$$r = \underline{(\Sigma xy) - n \overline{X} \overline{Y}}$$

$$[\sqrt{(\Sigma x^2) - n \overline{X}^2}] [\sqrt{(\Sigma y^2) - n \overline{Y}^2}]$$

* الشروط الواجب توافرها لاستخدام معامل ارتباط بيرسون

- 1. وجود علاقة خطية بين المتغيرين.
- 2. يجب أن تكون العينة عشوائية وقيم أفراد العينة مستقلة عن بعضها البعض.

* تقييم قيمة معامل الارتباط Correlation Coefficient Evaluation

جدول (24): تقييم قيمة معامل الارتباط حسب تصنيف (Hinkle and Others, 1979)

التفسير	الفئة
منخفض جداً	من 0.00 – أقل من 0.30
منخفض	من 0.30 – أقل من 0.50
متوسط	من 0.50 – أقل من 0.70
عال	من 0.70 – أقل من 0.90
عال جداً	من 0.90 – أقل من 1.00

⁽Hinkle and Others, 1979) مصنيف (Hinkle and Others, 1979) *

ب- معامل ارتباط سبيرمان للرتب Spearman Correlation Coefficient

يـــستخدم معامـــل ارتباط سبيرمان ومعامل كندال تاو لقياس قوة الارتباط بين متغيرين توتيبيين Ordinal.

$$\frac{1}{(1-20)}$$
 = $\frac{6}{(1-20)}$

$$r = 1 - \underbrace{\frac{6 \Sigma d^2}{n (n^2 - 1)}}_{\bullet}$$

حيث: d تعني الفرق بين رتبة X ورتبة Y

ج- معامل ارتباط إيتا Eta η بين متغيرين كل منهما متصل والعلاقة بينهما انحنائية.

د- معامل التوافق (م ت) Contingency Coefficient (CC)

معامل ارتباط بين متغيرين كل منهما منفصل، ولكن ليس بالضرورة أن يكون أي منهما منفصلاً ثنائياً، يمكن أن يستخدم عندما تكون عدد الفئات في أحد المتغيرين أو كليهما أثنين أو أكثر، معامل ارتباط بين متغيرين أحدهما أو كلاهما ينقسم إلى أكثر من حالتين، وقد يكون أحد أو كلا المتغيرين وصفية.

هــ- بایسیریال رتبی (ردر) Rank Biserial (rrb)

معامـــل ارتباط بين متغيرين أحد هذين المتغيرين ثنائي منفصل والآخر متغير رتبي. مثل علاقة نجاح أو فشل الطالب في دراسته والمستوى الاقتصادي لولي الأمر.

و - تتراشورك (رت ت) Tetrachoric (rt)

معامل ارتباط بين متغيرين كل منهما منفصل بالتحويل.

: Coefficient of Association (rA) ز- معامل الاقتران

يــستخدم عــندما تكــون بــيانات كلا المتغيرين X, Y أو أحدهما غير قابلة للترتيب التصاعدي أو التنازلي، وكان عدد الحالات التي فيها كل من المتغيرين هي حالتين فقط.

ح- معامل ارتباط بایسیریال (رب) Biserial (rb)

معامـــل ارتباط بين متغيرين أحد هذين المتغيرين يقع على مقياس فئوي أو مقياس نسبي والآخر متغير ثنائي منفصل ولكن بصورة غير طبيعية.

Point Biserial (r_{pb}) (معامل ارتباط بوینت بایسیریال اردی)

معامـــل ارتباط بين متغيرين بحيث يكون أحد المتغيرين منفصلاً ثنائياً بصورة طبيعية مثل متغير الجنس والمتغير الثاني يقع على مقياس فئوي Interval أو مقياس نسبي Ratio مثل متغير الذكاء.

$r_{pb} = [(Y'_2 - Y'_1)/S_y] (\sqrt{pq})$

Phi (Φ) ارتباط فاي العبامل ارتباط فاي

معامـــل ارتباط بين متغيرين كل منهما منفصل ثنائي بصورة طبيعية Dichotomous، ويقع هذين المتغيرين على مقياس اسمى (Nominal).

 $\Delta \Phi$) بالمعادلة التالية:

$$\Phi = \frac{Pl_{xy} - Pl_{x} Pl_{y}}{\sqrt{Pl_{x} Pl_{y} Pl_{y} Pl_{y}}}$$

. نسبة الأفراد أصحاب العلامة 1 على المتغيرين $P1_{xy}$

 $_{\mathrm{X}}$ نسبة الأفراد أصحاب العلامة 1 على المتغير $_{\mathrm{X}}$

Ply: نسبة الأفراد أصحاب العلامة 1 على المتغير y.

.x نسبة الأفراد أصحاب العلامة 0 على المتغير : $P0_x$

POy : نسبة الأفراد أصحاب العلامة 0 على المتغير P.

$m r^2$ التباين المفسر أو المشترك Determinant Coefficient معامل التحديد

2-7 اختبار الفرضية حول معامل ارتباط واحد.

لمعرفة ما اذا كانت معاملات الارتباط التي نستخرجها بين متغيراتنا ذات دلالة احصائية ام لا.

ما المقصود بعبارة "ان معامل الارتباط بين متغيرين كان ذا دلالة احصائية"؟

ان هــذه العبارة استدلال احصائي ينتج عن رفض الفرضية الصفرية $\rho=0$ وهي تعــين ان معامــل الارتــباط في المجتمع بين المتغيرين لا يختلف عن صفر، ورفض هذه الفرضية الــصفرية يعين ان قيمة معامل الارتباط في المجتمع تختلف عن الصفر اختلافاً جوهرياً، أي ألها لم تنشأ عن خطأ المعاينة.

 H_0 : ho=0 يستخدم توزيع المعاينة لمعامل الارتباط بيرسون r في اختبار الفرضية الصفرية $\gamma=0$ يتخذ شكل توزيع r بدرجات حرية $\gamma=n-2$ ، حيث r هي حجم العينة.

$$T = \frac{r}{\sqrt{\frac{1-r^2}{n-2}}}$$

معامل الارتباط بين المستوى الاقتصادي الدراسات ان معامل الارتباط بين المستوى الاقتصادي الاجتماعي والتحصيل = 0.4 عند استخدام عينة عشوائية حجمها = 0.4 طالب، فهل هذا المعامل يختلف جوهرياً عن الصفر؟

 H_0 : $\rho = 0$

 $H_1: \rho \neq 0$

$$T = \frac{r}{\sqrt{\frac{1-r^2}{n-2}}} = \frac{0.4}{\sqrt{\frac{1-0.4^2}{30-2}}} = \frac{0.4}{\sqrt{\frac{0.84}{28}}} = \frac{0.4}{0.1732} = 2.31$$

 $T_{28,0.975} = 2.048$ القيمة الحرجة

النتيجة: نرفض الفرضية الصفرية لأن القيمة الحرجة للمختبر الإحصائي 2.048 أقل من القيمة المحسوبة 2.31، ونقول أن معامل الارتباط بين المستوى الاقتصادي الاجتماعي والتحصيل 0.4 كان ذا دلالة إحصائية، أي يختلف جوهرياً عن الصفر؟ يمكن تحديد القيمة الحرجة لمعامل الارتباط الذي نرفض أو نقبل الفرضية الصفرية وهي:

$$r_{c} = \frac{T}{\sqrt{T^{2} + \gamma}}$$

$$\gamma = n - 2$$

T القيمة الحرجة للرفض أو القبول حسب درجات الحرية ومستوى الدلالة $r_{\rm c}$ استخدام جداول $r_{\rm c}$ مباشرة دون الحاجة لحساب

 α والقيمة مستوى α 0.05 والقيمة على مستوى α 0.05 والقيمة الحرجة في الجدول هي α 0.374 والقيمة الحرجة في الجدول على الم

3-7 اختبار الفرضيات حول الفرق بين معاملي ارتباط مستقلين. Hypotheses Testing Regarding the Difference between two independent Correlation Coefficients

$$H_0: \rho_1 = \rho_2$$

نستخدم اختبار Z بعد الاستعانة بعلامات فشر المعيارية.

$$Z = \frac{F_1 - F_2}{\int \frac{1}{n_1 - 3} + \frac{1}{n_2 - 3}}.$$

حىث:

n₁ : حجم العينة الأولى.

. علامة فشر المقابلة لمعامل الارتباط في العينة الأولى. F_1

n2 : حجم العينة الثانية.

F2: علامة فشر المقابلة لمعامل الارتباط في العينة الثانية.

$$H_0: \rho_1 = \rho_2$$

 $H_1: \rho_1 > \rho_2$

حيث:

. معامل الارتباط بين القدرة القرائية والتحصيل في محتمع الذكور. ho_1

معامل الارتباط بين القدرة القرائية والتحصيل في محتمع الاناث. ho_2

 $1.099 = F_1$ فإن 0.8 = 0.8

 $0.867 = F_2$ فإن 0.7 = 0.867

$$Z = \underbrace{F_1 - F_2}_{\sqrt{n_1 - 3}} = \underbrace{0.867 - 1.099}_{\sqrt{10.99}} = -1.06$$

النتيجة:

القيمة الحسرجة للمختبر الاحصائي Z على مستوى $\alpha=0.05$ تساوي $\alpha=0.05$ ومن الواضح أن القيمة المحسوبة للمختبر الاحصائي واقعة في منطقة قبول الفرضية الصفرية على هذا المستوى وبذلك نقبل الفرضية الصفرية، ونستدل على أن البيانات المتوفرة لا تدل على أن قوة العلاقة بين القدرة القرائية والتحصيل هي أقل في مجتمع الاناث عما هي عليه في مجتمع الذكور.

4-7 اختبار الفرضيات حـول معاملـي ارتباط للبيانات غيـر المستقلة. Hypotheses Testing Regarding two dependent Correlation Coefficients

 التحليل الإحصائي

 $H_0: \rho_{31} = \rho_{32}$ $H_1: \rho_{31} > \rho_{32}$

ρ31 : معامل الارتباط في المحتمع بين المتغير 3 والمتغير 1

ρ32 : معامل الارتباط في المحتمع بين المتغير 3 والمتغير 2

$$T = (r_{31}-r_{32}) \left[\frac{(n-3)(1+r_{12})}{\sqrt{2(1-r_{31}^2-r_{32}^2-r_{12}^2+2r_{31}r_{32}r_{21})}} \right].$$

 $\gamma = n - 3$

حيث:

n : حجم العينة.

r31 : معامل الارتباط بين المتغيرين 3، 1 في العينة.

r32 : معامل الارتباط بين المتغيرين 3، 2 في العينة.

r₁₂ : معامل الارتباط بين المتغيرين 1، 2 في العينة.

مثال 14-3: اعتقد باحث أن التحصيل يرتبط بدرجة أقوى بالقدرة القرائية منه بالقدرة الكتابية في مستوى الابتدائي. ولأجل ذلك طور اختبارين أحدهما يقيس القدرة القرائية والآخر يقيس القدرة الكتابية ثم طبقهما على عينة مؤلفة من 67 طالباً. وفي نهاية الفصل الدراسي سيحل معدل هؤلاء في المدرسة كمؤشر للتحصيل. ولدى حساب معاملات الارتباط بين هذه المتغيرات حصل على القيم التالية:

معامل الارتباط بين التحصيل والقدرة القرائية = 0.8

معامل الارتباط بين التحصيل والقدرة الكتابية = 0.65

 r_{12} 0.5 = معامل الارتباط بين القدرة القرائية والقدرة الكتابية

فهل تدل البيانات على صحة ادعاء الباحث؟

المتغير المشترك 3 هو التحصيل، المتغير 1 القدرة القرائية، المتغير 2 القدرة الكتابية.

 H_0 : $\rho_{31} = \rho_{32}$

 $H_1: \rho_{31} > \rho_{32}$

 $T = (r_{31}-r_{32}) \left[\frac{(n-3)(1+r_{12})}{\sqrt{2(1-r_{31}^2-r_{32}^2-r_{12}^2+2r_{31}r_{32}r_{21})}} \right]$

 $T = (0.8-0.65) \int \frac{(67-3)(1+0.5)}{\sqrt{2(1-(0.8)^2-(0.65)^2-(0.5)^2+2*0.8*0.65*0.5)}} = 2.28$

 $\gamma = n - 3 = 67 - 3 = 64$

 $T_{64,0.95} = 1.67$

نرفض الفرضية الصفرية على مستوى P<0.05 ونستنتج أن البيانات لا تدل على عكس ما يدعيه الباحث. اذا كان معامل الارتباط بين التحصيل والقدرة القرائية أعلى منه بين التحصيل والقدرة الكتابية.

الأساليب الإحصائية المناسبة لدراسة العلاقة وفقا لعدد المتغيرات.

العلاقة بين متغيرين	العلاقة بين مجموعة من المتغيرات المستقلة ومجموعة من المتغيرات التابعة	مجموعة من المتغيرات	أساليب دراسة العلاقة بين
مع ضبط الثالث		المستقلة ومتغير تابع واحد	متغيرين
Partial Correlation Part correlation	Canonical Correlation	Multiple Linear regression Discriminate Function	Person's Correlation Rank- Correlation Sperman Rho Kendall's tau Biserial Correlation Widespread Biserial Correlation Point-Biserial Correlation Tetrachoric Correlation Phi Coefficient Contingency Coefficient Correlation ratio

أساليب حساب العلاقة المناسبة وفقا لمستوى القياس للمتغيرين:

المقاييس المناسبة	المتغير الثابي	المتغير الأول
Pearson product Moment Correlation r.) معامل بیرسون		
Coefficient —حاصل ضرب العزوم- (إذا كانت العلاقة خطية).	فئوي أو	
نــسبة الارتــباط Correlation Ratio (معامل ايتا) إذا كانت	نسبي	فتري أو نسبي
العلاقة غير خطية)		

معامل سليرمان لارتباط الرتب Spearman's Rank		
Correlation Coeficient إذا كان المطلوب قياس الاقتران ووزن		
الرتب بميزان فتري.		
معامــل كانــدل تــو لارتــباط الــرتب Kedall's Tau Rank	رټي	رټي
Coefficient (لقياس الاقتران مع عدم وزن الرتب بميزان فتري).		
معامـــل الاقتـــران لجـــودمان وكروســكال Gooddman and		
.Kruskal's Coefficient of Ordinal Association		
معامل التنبؤ المتماثل لجتمان		
معامل فاي ، معامل الاقتران ليول، معامل التجمع ليول (عندما يشمل		
كل متغير على قسمين).		
معامل الاقتران لبيرسون.		
معامــل الـــتوافق التــصاحب- Contingency عندما يكون أحد	اسمي	اسمي
المتغيرين أو كليهما متعدد الفثات.		
معامل تتراشورك Tetrachoric Coefficient : يستخدم إذا كان		
مستوى القياس في المتغيرين متصلة ثم حولت إلى اسمية.		
معامــــل وليكوكسون للاقتران (إذا لم يكن هناك تمييز بين المتغير المستقل		
والتابع) .		
معامـــل وليكوكـــسون لإشارات الرتب إذا كان هناك تمييز بين المتغير		
المـــستقل والتابع. (هناك معامل خاص عندما يتكون المتغير الاسمي من	رتبي	اسمي
قسمين، و أخر عندما يتكون المتغير الاسمى من اكثر من قسمين).		
رتب بایسیریال Rank Biserial.		
نسبة الارتباط (مع افتراض التوزيع الاعتدالي للبيانات، وان يكون المتغير		
التابع هو المتغير الفتري.		
. Point Biserial Correlation بوينت بايسيريال	فئوي أو	
بايسيربال Biserial Correlation (عندما يكون المتغير الاسمى	ئسپى	اسمي
أصلا متصلا ولكنه حول إلى اسمي كتحويل درجة مفهوم ذات سالب و	#	
موجب والتعامل معها كمتغير اسمي أو ثنائي		
Jaspen Coefficient of معامل الارتباط المتسلسل المتعدد لجاسبن		
Multi-serial Correlation (شرط اعتبار المتغير الرتبي متغير متصل	فءوي أو	
يأخذ التوزيع الاعتدالي).	نسبي	رتبي
معامل الارتباط الثنائي المتسلسل Biserial Correlation	*	
		L

معامل فاي .		
معامل الارتباط الثنائي المتسلسل(عندما يكون المتغير الثنائي غير حقيقي	فئوي أو	ثنائي (1-0)
ويكون المطلوب تقدير معامل الارتباط كما لو كان المتغير متصلا).	نسبي	Dichotomous
معامل ارتباط بيرسون (عندما يكون المتغير الثناثي متغيرا حقيقيا).		
Point Biserial Coefficient معامل الارتباط الثنائي المتسلسل		
Correlation (عندما يكون المتغير الثنائي غير حقيقي ويكون		
المطلوب تقدير معامل الارتباط كما لو كان المتغير متصلا).		
معامل الارتباط الرباعي الحقيقي (فاي) Fourfold Phi	ثنائى	ثنائي
Correlation (الثنائية غير حقيقية واعتبارها متصلا).	س ي	٠٠٠ ي
معامل الارتباط الرباعي Tetrachonic Correlation.		
معامل ارتباط بيرسون (عندما يكون المتغير الثنائي متغيرا حقيقيا).		
الانحدار الخطي (عند التميز بيم المتغير المستقل والتابع، العلاقة خطية،		
الهدف التنبؤ).		
الانحدار المنحني (عند التمييز بين المتغير التابع والمستقل، العلاقة غير	ف <i>ئو ي</i>	فئوي
خطية، الهدف التنبق.	سوي	سري
نسبة الارتباط (عندما لا يكون هناك تمييز بين المتغير المستقل والتابع،		
علاقة غير خطية، ليس الاقتران هدفا للقياس.		

7-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

مثال 9: إذا كان غرض الباحث هو حساب معامل الارتباط بين حنس المفحوص (sex) ونــوع الإجابــة عن سؤال من بديلين (Agreement) لمحموعة من 10 طلاب من الجنسين، وكانت الإجابات كما يلي:

	st_no	sex	agrement
(1)	1	1	1
2	2	1	1
3	3	1	0
4	4	0	1
5	5	0	0
6	б	1	0
7	7	1	1
8	8	1	1
. 9	9	0	0
10	10	8	0

Analyze - Descriptive Statistics - Crosstabs...

Topic will an plant of the second of the sec	Property (in 16)	Chi.
	Columnia II	County September County
	A 1995 A 1991 August 1 al. 1	La Se de la servicio del servicio de la servicio de la servicio del servicio de la servicio della servicio de la servicio de la servicio della servicio de la servicio della

ضع متغير sex في نافذة :(Row(s) وضع متغير agreement في نافذة :(Column(s) ثم اضغط زر Statistics تظهر الشاشة أدناه:

had M	Chi-mpun	em.		Mitte.	r (literria En 10 (sar)	and .		Cardinuc
##h	Gerelenge Gerelenge Philosopi	বা কৰু ক	o de l'All de l'ac			dikirink Elektronischer Generalischer		The state of the s	Carecul
-	Lambala Upuuno					Kamanii'a Kamanii'a	taar-b	o service and the service of the ser	general or and the second
1740 4	ominal by Eta	e Malair		the or undered the state		Compression Windske	V-20-02 200 sec. or a		; -
^' 4	Cordinania.	i mad t	vi m pet mit-	Harrien		ale: Pilosomuni e Ja 18 sa 4 lappa		·	

نخستار Phi and Cramer's V ثم نسضغط زر Phi and Cramer's V منظهر شاشة المخرجات أدناه:

Case Processing Summary

and magazinesses of the organization of the end and a magaziness section of the end	Cases					
	Valld		Wissing		Total	
	M	Percent	Ni	Percent	N	Percent
SEX* AGREMENT	10	1000%	0	.0%	# ()	100.0%

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by	Phi	.408	197
Mominal	Cramer's V	.408	.197
N ofValid Cases		10	

a. Not assuming the mult hypothesis.

Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis

التعليق: يشير معامل الارتباط إلى وجود علاقة ايجابية بين جنس الطالب ونوع الإجابة، حسيث تفسر أن الطلاب الذكور يميلون إلى الموافقة نحو فكرة معينة بينما تميل الإناث إلى عدم الموافقة.

مثالy إذا علمت أن علامة طالب في مادة الإحصاء Stat هي x وعلامته في مادة الرياضيات Math هي y . فهل تعتقد بوجود علاقة بين العلامتين؟

$$X = 5, 4, 2, 1$$

 $Y = 7, 6, 3, 4$

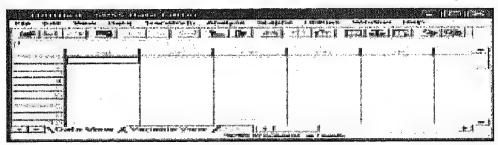
1- هل تعتقد بوجود علاقة بين العلامتين؟ ولماذا؟

2- احسب معامل ارتباط بيرسون بين هذين المتغيرين؟

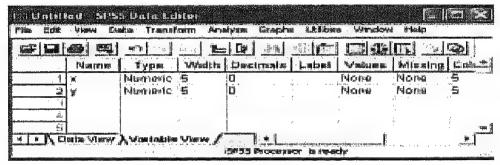
3- احسب معامل ارتباط سبيرمان للرتب بين هذين المتغيرين؟

Start-- Programs-SPSS for Windows--SPSS10.0 for Windows--Type in data-- Ok

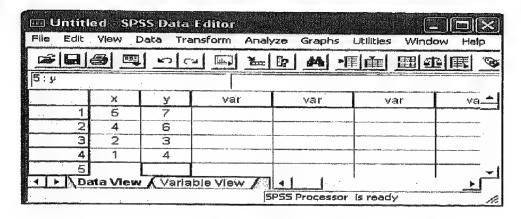
تظهر لديك الشاشة المبينة أدناه:



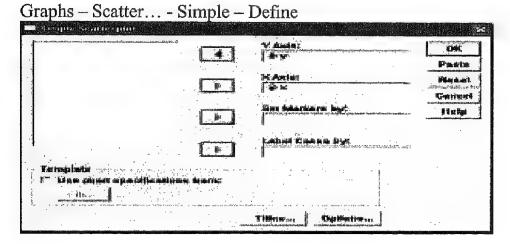
الخطوات المتبعه لتعريف المتغيرات: لنفرض أننا نريد تعريف المتغيرين y ، x انقر على Variable View الموجودة على شريط الحالة فتظهر الشاشة أدناه



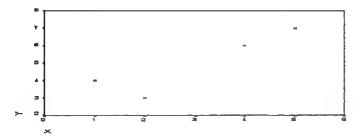
إدخال البيانات Data Input



1- هل تعتقد بوجود علاقة بين العلامتين؟ ولماذا؟ للإجابة على هذا السؤال نقوم برسم شكل الانتشار



ثم نضغط زر OK فيظهر شكل الانتشار كما هو موضح أدناه:



شكل الانتشار يدل على وجود علاقة طردية

2- احسب معامل ارتباط بيرسون بين هذين المتغيرين؟

3- احسب معامل ارتباط سبيرمان للرتب بين هذين المتغيرين؟

Analyze — Correlate — Bivariate

Variables:

Variables

اختر المتغيرين الكميين x, y وانقلهما الى نافذة :Variables

من Correlation Coefficients اختر Person اختر Ok بالنقر على مربعهما انقر زر Ok تظهر شاشة المخرجات أدناه:

Correlations

×	Pearson Correlation	1.000	
		1.000	.90 0
	Sig. (2-tailed)		.100
	N	4	4
Y	Pearson Correlation	.900	1.000
ε	Sig. (2-tailed)	.100	
	N	4	4

			X	Y
Spearman's rho	×	Correlation Coefficient	1.000	.800
		Sig. (2-tailed)		.200
		N	4	4
1	Y	Correlation Coefficient	.800	1.000
		Sig. (2-tailed)	.200	
		N	4	4

مثال: حساب معاملات الارتباط الجزئية Partial Correlation

استخدم مفهوم العلاقات مع الآخرين

المتغيرات: العلاقات مع الزملاء Friends، العلاقات مع الطلاب Students، العلاقات مع الملاب Students، العلاقات مع المدراء Managers، العلاقات العامة General

سؤال الدراسة:

هــل اعــضاء هيئة التدريس الذين لديهم علاقات عالية في احد المحالات، يكون لديهم علاقات جيدة في الابعاد الأحرى اذا كان لديهم المستوى نفسه من العلاقات العامة.

* ادخال البيانات Input Data

And the second s		u real or	l six	dustia	frontied a	ra pinina
T	STATE OF STREET	Lake .		100	44"	H
Recognition of the last		13k	1	7	156	We do have sent to be a sent to the
3.0		(4) -	1	2	F 256	
		and the same of		F		entrest eff. C. O. at. Surv. Surv.
(1)		10	į	網) (C)	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
1 / 4		3	12.00	E	and the state of t	ren - Eng delta dised segrit time (E. S. ov. 17, 18, 18
	40 may 2020			· Mariana	and the first of the same	Server and reversions to a larger or to a large
458		172		7 T	-44	
188	15 ** *	W.S 3		NAME OF STREET		Unit 50 Block accessed 1 in same 1

Analyze - Correlate - Bivariate...

		and the first side is:	nanonina pitoria.	CH
	i de la companya del companya de la companya del companya de la co	na nje ne ve kom na po me na nje ne ve kom na po me	معادد الأدا	Companie alle (p.64).
		gameral	110000	FR Market
				Concord
				Primition
Caratanan Caattiikani		re verrieran i steve i vije i. Navi Nije vije bio ve		employers recovered the first even
Francisco I Man				
A STATE OF THE STA	الله والله والمعادد والمعادر والمعالية والمعالية والمعادر والمعادر والمعادر والمعادر والمعادر والمعادر والمعادر	the hope and the second		
Tour of Signification There-rations	region of the property of the control of the contro	Ed Bright and Liver with high 128 millions and 128 millio		
	the second secon			

انقل المتغيرات الى نافذة :Variables

انقر مربع الاختيار لمعامل ارتباط Person

انقر زر ...Options ثم انقر مربع اختيار Options ثم انقر مربع

Statistics		<u> </u>					Continue
I⊽ Means		the second second	a to the same to the same	151			Cancel
Cross	-proat		ations a	nd Coyari	ances		Help
- Missing '			45 136 47 136			1. 1.	
€ Exclud		ce pair ce listv					

انقر زر Continue، ثم انقر زر Ok تظهر شاشة المخرجات أدناه:

Correlations

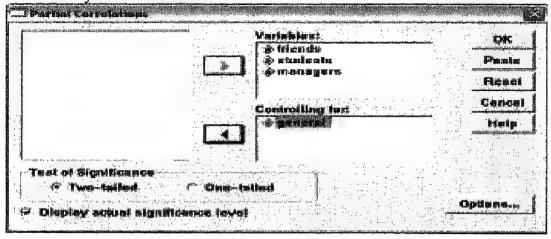
Descriptive Statistics	ققاء تد اختياوها	كوسيفية للمنج ات	الاحساء ات
Describing Statistics			

	Mean	Std. Deviation	N
FRIENDS	5.60	2.066	10
STUDENTS	6.10	1.853	10
MANAGERS	5.90	2.1 32	10
GENERAL	6.50	1.509	10

		FRIENDS	STUDENTS	MANAGERS	GENERAL
FRIENDS	Paaraen Eomelalion	1	9127	224***	.820
	∯eş (⊉MaiMod)		080	()(#)	CO 4
	N	10	10	10	10
BTUDENTS	Pearson Correlation	91 7***	1	.790 ²⁵	.934
	(2·4a)88대)	.000		.00%	.000
	N	10	10	10	10
MANAGERB	Pearson Correlation	924***	.790**	1	.070
	Olg (24allact)	000	800.		09:3
	Ы	10	10	10	10
OLINERAL	Pearson Correlation	.930**	.934**	.673*	1
	Sig. (24ailled)	204	opo	033	
	N	10	10	10	10

[&]quot;Correlation is significant at the 0.01 level @fallech.

Analyze - Correlate - Partial



ضم المستغيرات friends, students, managers في نافذة:Variables وضع المتغير وضع

^{*} Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

- Stati	stics-					Continue
11 Shr	eans an ero-orde	and the same	rd deviat	ions		Cancel
	A Colored			and the same of th		Help
nd (3774)	ing Valu kolude ci	Mary (Mary and	307			
1. 17. 10. 11.	kciude ci	19 시민 기업 사람이 없는	ha hamaria i			

انقر مربعي Means and standard deviations و Means and standard deviations انقر زر Continue ، ثم انقر زر Ok تظهر شاشة المحرجات أدناه:

→ Partial Corr

Variable	Mean	Standard Dev	Cases
FRIENDS	5.6000	2.0656	10
STUDENTS	6.1000	1.8529	10
MANAGERS	5.9000	2.1318	10
GENERAL	6.5000	1.5092	10

المتوسطات Mean والانحرافات المعيارية Standard Dev وعدد الأفراد

--Рантика совекантиом союттиския --

75 m 27 13	Cedate	TRANSPORT (for the late)	an Base

	fa ienca	STUDIONTS	Panagers	GEHERAL.
多个付着工材等	1,0000	- 1911 (d) 1 (d)	8636. (8)	(4.196) (4.196)
	71 mm	r000	pm .000	Post added
STUDENTS	. 静主工程	1.0000	,7904	.9337
	į Æj	i at	() () () () () () () () ()	e di
	pm , 1,10 mk	∰2 son 4.	Po, Ogg	₽ ™ "ñ()()
把丸材丸心監影響	. 22235	.7909	1.0000	10734
	1 259	1 (3)	4 01	(15)
	r= .DCD	P≈ .DG.6	P= _	P= _033
SEMERAL.	. 182 p 4668	, 9007	, 6754	្ _ន ្តិ ដោធិប៉ុស្
	1 #9	1 29.6	(4) (4)	4 000
pr.	T US1	P* (000	FUFF	$\Sigma_{c} = c$

(Charterent & [D.F.) & 2-tailed Significance)

 $[\]theta$, μ is printed if a mosfficient magnet be computed in

معاملات الارتباط الثنائية Zero-Order Correlations

- - PARTIAL CORRELATION COEFFICIENTS - -

Controlling for .. GENERAL

	FRIENDS	STUDENTS	MANAGERS
FRIENDS	1.0000	.7127	.8774
	(0)	(7)	(7)
	P= .	P= .031	P= .002
STUDENTS	.7127	1.0000	.6107
	(7)	(0)	(7)
	P= .031	P= .	P= .081
MANAGERS	.8774	.6107	1.0000
	(7)	(7)	(0)
	P≃ .002	P= .081	P= .

(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)

" . " is printed if a coefficient cannot be computed

معاملات الارتباط الجزئية Partial Correlations

النتيجة:

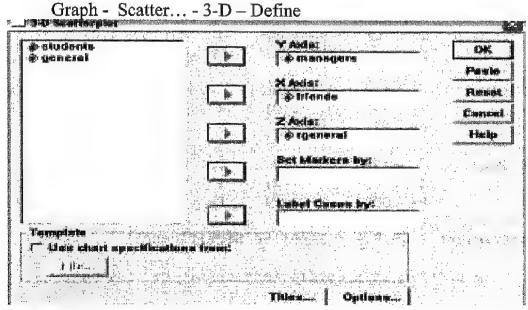
تم حساب المتوسطات Mean والانحرافات المعيارية Standard Dev وعدد الأفراد Zero-Order لكل مستغير مسن المتغيرات، كما حسبت معاملات الارتباط الثنائية Correlations فيإذا كانت قيمة مستوى الدلالة اقل من المستوى المقبول 0.05 فإن معامل الارتباط الجزئية Partial الارتباط الجزئية وقد حسبت معاملات الارتباط الجزئية Correlations فياذا كانت قيمة مستوى الدلالة اقل من المستوى المقبول 0.05 فإن معامل الارتباط الجزئي تكون مقبولة إحصائيا، أما إذا كانت قيمة مستوى الدلالة أكبر من المستوى المقبول 0.05 فإن قيمة معامل الارتباط الجزئي تكون غير مقبولة إحصائيا ويمكن إقرار عدم وجود علاقة بين المتغيرين.

وحتى نقلل من احتمال رفض الفرضية الصفرية وهي صحيحة (الخطأ من النوع الأول) يجب تعديل مستوى الدلالة ليصبح 0.05 مقسوماً على عدد معاملات الارتباط المحسوبة (3 في

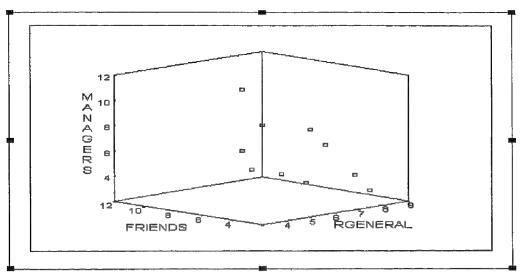
هذا المثال) لتصبح 3/0.05=0.0167، وباستخدام هذا المعيار فإن معاملات الارتباط الجزئية بين Friends و Manager هو الارتباط الجزئي المقبول إحصائيا من اصل الارتباطات المحسوبة.

استخدام الرسوم البيانية لتوضيح النتائج

لوحة الانتشار ثلاثية الأبعاد 3D-Scatterplot



انقر زر Ok تظهر شاشة المخرجات أدناه:



لوحة الانتشار ثلاثية الأبعاد 3D-Scatterplot

.Exercise

7-6 تىمارىيىن

س1: ضع رمز الإجابة الصحيحة في الربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
			,							الإجابة
20	19	18	17	16	15	14	13	12	11	الرقم
										الإجابة

L=2~X-0.2 , عرف المتغيران X , Y فكان -0.65 ، عرف المتغيران -1M=-3 X+0.3 فإن معامل الارتباط الجديد بين L . M هو:

$$(0.35-)$$
 $-$

 $\Sigma(y-y')^2 = 81$ ، $\Sigma(x-x')^2 = 36$ ، و کان $\Sigma(x-x')$ ، و کان $\Sigma(x-x')$ ، و کان (y-y') = 27

 $r_{xv} = r_{xv} = 2$ فإن معامل ارتباط بيرسون يساوي

3- احدى القيم التالية يمثل معامل ارتباط سلبي عال جداً:

$$(0.99)$$
 - $(0.98-)$ - $(0.98-)$ - $(0.7-)$

$$(0) - -$$

$$(0.7-)$$
 -1

4 إذا كانت قيم X كلها 5,5,5,5,5,5 وقيم Y كلها 5,5,5,5,5,5 كلها 4ارتباط سبير مان=

5- إذا أردنا قياس قوة العلاقة واتجاهها بين متغيرين دون البحث في العلاقة السببية فإن الاسلوب الإحصائي المناسب هو:

أ- تحليل الارتباط ب- تحليل الانحدار ج- التوقع الرياضي د- احتمال الحدث

6- إذا أعطيت بيانات عن متوسط درجات الحرارة وكمية الاستهلاك من الكهرباء خلال 50 يوم من أيام الصيف فإنه يمكن القول أن اتجاه العلاقة بين المتغيرين:

7- نوع الارتباط بين مساحة المربع وأبعاده هو:

أ- تام، بسيط ب- غير تام، بسيط ج- غير تام، متعدد د- تام، متعدد

8 - عـند حـساب معامل الارتباط بين لون العيون ل (50) طالبة ونسبة الذكاء كان معامل الارتباط (0.9) فإنه يمكن تفسير هذا الارتباط القوي ل:

أ- التأثر بمتغير ثالث فقط ب- التأثر بأكثر من متغير ج- العلاقة التبادلية د-عامل الصدفة
 9- القيمة التي تمثل أقوى معامل ارتباط عكسى مما يلى هو:

ا - (0.90 - (0.70) - (0.90) - (0.70) - (2-)

الله عامل الله عامل المتباط بيرسون بين متغيرين فوجد أنه = (1.3) فإن ذلك يدل على:

أ- خطأ في الحساب ب- عدم وجود ارتباط ج- طردي تام د- عكسي تام

11- إذا كـــان بحمـــوع مربعات فروق الرتب بين (6 قيم) للمتغيرين X, Y هو (50)، فإن معامل ارتباط سبيرمان للرتب بين X, Y يساوي:

(0.43) -> (0.57-) -- (0.43-) -- (1.43-) --

وكان $\Sigma(y-y')^2=4$ ، وكان $\Sigma(x-x')^2=9$ ، وكان $\Sigma(x-x')^2=5$ ، وكان $\Sigma(y-y')=5$ ، فإن $\Sigma(y-y')=5$ ، فإن معامل ارتباط بيرسون يساوي $\Sigma(y-y')=5$ ، وكان $\Sigma(x-x')^2=5$

ر- (<u>5-</u>) - ح (<u>5-</u>) - ب - (<u>5-</u>) - ا 9 6 4 36

 $\Sigma \ d^2$ فإذا كانت n=10 ، فكان 0.6 فإذا كانت 10 ، فإن 10 في الماوي

ا - 44 - 1 م - 66 ح - 0.4 م - 1 م -

يعبر عن r1=0.6 , r2=0, r3=0.43 , r4=-0.9 فإن معامل الارتباط الذي يعبر عن أقوى علاقة هو:

r4 - ع - r3 - ج r1 - f

س2: البيانات في الجدول أدناه هي لعينة من نزلاء الفندق حجمها n=10 تخص فترة إقامة كل نزيل في الفندق بالأيام Xi ومعدل الأجور في اليوم بالدينار Y والمطلوب:

تكلفة اليوم بالدينار Y	الإقامة بالأيام X	رقم النزيل
6	100	1
10	80	2
15	30	3
20	10	4
12	90	5
11	60	6
30	20	7
5	95	8
25	15	9
8	50	10

1. رسم شكل الانتشار بين X,Y

2. إيجاد معامل الارتباط البسيط r بين فترة الإقامة Xi ومعدل الأحور بالدينار Y

س3: الجــدول التالي يضم بيانات تخص أعمار عينة من الموظفين X1 والخبرة الوظيفية بالسنين X2 والراتب الشهري بالدينار Y والمطلوب:

الراتب الشهري Y	سنوات الخبرة X2	العمر بالسنوات X1	مسلسل
150	2	25	1
170	4	30	2
190	5	32	3
200	7	35	4
220	8	37	5
250	10	40	6
300	12	45	7
350	15	50	8
370	18	55	9
500	20	60	10

- 1. إيجاد معامل الارتباط البسيط r بين سنوات الخبرة X2 والراتب الشهري Y
 - 2. إيجاد معامل الارتباط المتعدد R
 - 3. إيجاد معامل ارتباط الجزئي ry2.1 و r21.y مع تفسير النتائج.

س4: اجري بحث عن العلاقة بين طول لاعب كرة السلة والقدرة على التسجيل لدى عينة من اللاعبين، والباحث يفترض أن العلاقة هي نتيجة اللياقة البدنية، بمعنى أن اللذين يتدربون أكثر تصبح لديهم قدرة اكبر، ولفحص الفرضية تم تدوين بين طول اللاعب وقدرته على التسجيل لدى 10 لاعبين، كما قام بتدوين عدد الساعات الأسبوعية التي يستغرقها اللاعب في التمرين، إذا أراد الباحث فحص العلاقة بين طول اللاعب والقدرة على التسجيل بعد استبعاد أثر عدد ساعات التمرين (بافتراض أن جميع اللاعبين يتدربون العدد نفسه من الساعات.

عدد ساعات التمرين	القدرة على التسجيل	طول اللاعب
20	20	180
20	18	185
20	22	190
20	17	200
20	15	188
20	20	189
20	25	201
20	16	195
20	20	197
20	22	202

الفضيل الأمرين

اختبار الفرضيات حول النسب Hypothesis Testing Regarding Proportions

1-8 اختبار الفرضيات حول النسب

2-8 احتبار الفرضيات حول نسبة واحدة

8-3 اختبار الفرضيات حول نسبتين مستقلتين

8-4 اختبارً الفرضيات حوّل نسبتينَ للبيانات الّغير مستقلة

8-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

6-8 تماریسن Exercise

الفقيرا التامرن

اختبار الفرضيات حول النسب Hypothesis Testing Regarding Proportions

1-8 اختبار الفرضيات حول الـنـسـب Hypothesis Testing Regarding Proportions

يستخدم لإصدار تعميمات تتعلق بالنسب، وتستخدم للظواهر التي لا يمكن قياسها ولكن يمكن تعامل معها هي متغيرات يمكن تقدير نسبة وقوعها. وهنا لا بد ان نتذكر أن المتغيرات التي نتعامل معها هي متغيرات تصنيفية يعنى الها تقع في المستوى الاسمى Nominal من مستويات القياس.

مثال: هل تختلف نسبة الموافقين على البحث التربوي باحتلاف الجنس؟

مثال: هل تختلف نسبة المعاقين في الأردن عن نسبتهم في سوريا؟

في حالة المحتمع:

يرمز لنسبة وقوع الظاهرة في الجحتمع بالرمز P وهي نسبة النحاح.

ويرمز لنسبة عدم وقوع الظاهرة في المحتمع بـــ Q وهي نسبة الفشل، وهي (1-1).

أما في حالة العينة:

يرمز لنســـبة وقـــوع الظاهـــرة في العينة بالرمز 'p وهي نسبة النحاح.

ويرمز لنسبة عدم وقوع الظاهرة في العينة بالرمز P وهي نسبة الفـــشل.

2-8 اختبار الفرضيات حول نسبة واحدة Single Proportion (P)

•اذا كانت الفرضية غير متجهه

نسبة الحاصين على شهادات عليا في المحتمع الأردني.

نسبة وحدات الإنتاج الصالحة في مصنع معين.

n(n-1)>=0 و كذلك n>=5 و عندما تصبح n(n-1)>=0 و عندما التوزيع إلى التوزيع الطبيعي عندما $\sigma L = \sqrt{n(1-n)}$ و يكون الخطأ المعياري للتوزيع

 $Z = \frac{\mathbf{p'} - \mathbf{P}}{\sqrt{\mathbf{PQ/n}}}$

حيث أن: n : حجم العينة

نسبة وقوع الظاهرة في العينة ب 'p وهي نسبة النجاح.

نسبة وقوع الظاهرة في الجحتمع ب P وهي نسبة النجاح.

نسبة عدم وقوع الظاهرة في المحتمع ب Q وهي نسبة الفشل، وهي (1-P).

مثال8-2: يدعي احد المصانع بأن ما لا يقل عن 94% من إنتاجه مطابق للمواصفات المطلوبة، وللتأكد من صحة هذا الادعاء أحدت عينة من إنتاج المصنع حجمها 100 وحدة وبعد فحصها وحد بأن 90% منها كانت مطابقة للمواصفات. فهل تدعم هذه النتيجة ادعاء المصنع عستوى دلالة = 0.05

Ho: $P \ge 0.94$

 H_1 : P < 0.94

 $Z_{0.05} = 1.64$ القيمة الحرجة

$$Z = \underline{p' - P} = 0.90 - 0.94 = -0.04 = -1.7899 = -1.79$$

 $\sqrt{PQ/n} = \sqrt{(0.94)(0.06)/100} = 0.02234$

النتسيجة: عما أن القيمة Z المحسوبة (1.79-) أقل من القيمة الحرجة 1.64 نقبل الفرضية السحفرية ونستنتج بأن ادعاء صاحب المصنع صحيح، وانه ليس هناك فرق جوهري بين نسبة المحتمع P ونسبة العينة P عند مستوى الدلالة α =0.05

مثال 8-2: يتوفر في الأسواق دواء وعلى أساس نسبة نجاحه في تخفيض توتر الأعصاب هي 60% وظهير دواء حديد لنفس المرض كان قد تم تجربته على عينة تتكون من 100 شيخص ودلت النتائج على شفاء 70 شخصاً منهم باستخدام هذا الدواء الجديد. فهل يمكن الاستنتاج مين أن الدواء الجديد هو أفضل من النوع المتوفر في الأسواق عند مستوى معنوية 0.05

الحل:

Ho: P = 0.6

 $H_1: P > 0.6$

 $Z_{0.05} = 1.64$ الجدولية عند مستوى الدلالة $\alpha = 0.05$ الاختبار بذيل واحد، $\alpha = 0.05$ قيمة $\alpha = 0.05$ المحسوبة:

- الفصل الثامن: اختبار الفرضيات حول النسب

$$Z = p' - P = 0.7 - 0.6$$
 = 0.1 = 2.044 = 2.04
 $\sqrt{PQ/n} = \sqrt{(0.6)(0.4)/100} = 0.0489$

النتسيجة: بما أن القيمة Z المحسوبة (2.04) أكبر من القيمة الحرجة (1.64 = $Z_{0.05}$ الفائلة أن نسبة نجاح الدواء الجديد هي 60% ونستنتج بأن نسبة نجاحه أكثر من 60% أي أنه أفضل من الدواء المستخدم في الأسواق.

• اذا كانت الفرضية متجهه

$$Z = \frac{L - \pi}{\int \frac{\pi (1 - \pi)}{n}}$$

H0:
$$\pi = 0.5$$

H1: $\pi > 0.5$
 $\alpha = 0.05$ $Z = 1.64$ is a like in the second in the se

القيمة المحسوبة

$$Z = \frac{L - \pi}{\int \frac{\pi (1 - \pi)}{n}}$$

$$Z = \frac{0.605 - 0.5}{\int \frac{0.5 (1 - 0.5)}{400}}$$

$$Z = \frac{0.105}{\int \frac{0.25}{400}} = \frac{0.105}{0.025} = 4.2$$

 $\alpha=0.01$ على مستوى 2.34 مستوى مستوى على مستوى Z الحرجة (4.2) على مستوى Z على مستوى عكن أن نقول أن نسبة الإناث في الأردن من بين الذين تتجاوز أعمارهن 50 سنة تزيد بدلالة إحصائية مرتفعة (P<0.01) عن النسبة المناضرة لها في الدول المتقدمة.

8-3 اختبار الفرضيات حول نسبتين مستقلتين

تكون النسبتان مستقلتين إذا كانتا تعودان إلى مجتمعين مستقلين.

مثال:

مقارنة نسبة المقبولين من الذكور لوظيفة معينة إلى نسبة المقبولات من الإناث. مقارنة نسبة المصابين بالسرطان من الذكور إلى نسبة المصابات من الإناث.

مقارنة نسبة المقبولين من الذكور في الجامعة إلى نسبة المقبولات من الإناث.

$$H_0: \pi_1 = \pi_2$$

الأول. π_2 : النسبة في المجتمع الثاني.

النسبة في المحتمع الأول. π_1

تالتقدير للخطأ المعياري لتوزيع المعاينة. $\sigma^{\wedge}_{
m L}$

$$\sigma^{\wedge}_{L} = \sqrt{\pi (1-\pi) (\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}})}$$

$$\pi^{\wedge} = \underbrace{F1 + F2}_{n1 + n2}$$

F1 : التكرار للظاهرة في العينة الأولى. F2 : التكرار للظاهرة في العينة الثانية.

$$Z = \frac{L_1 - L_2}{\sqrt{1 \cdot (1 - \pi^{\wedge}) (1 + \frac{1}{n_1})}}$$

مثالُ8-4: حرى تطبيق طريقتين لتعليم مفهوم التسارع على مجموعتين عدد الأفراد في كل منها 100 وفي نماية التدريس وجد بأن عدد الذين أتقنوا المفهوم في المجموعة الأولى =68 وأن العدد المناظر في المجموعة الثانية =54 ، فهل تختلف الطريقتان جوهرياً في نسب الذين يتقنون المفهوم في كل منها؟

 H_0 : $\pi_1 = \pi_2$

 $H_1: \pi_1 \neq \pi_2$

القيمة الحرجة على مستوى α =0.05 هي α =0.01 وعلى مستوى α =0.01 هي القيمة المحسوبة:

L1 = 68/100 = 0.68
L2 = 54/100 = 0.54

$$\pi^{\wedge} = \frac{F1 + F2}{n1 + n2} = \frac{68 + 54}{100 + 100} = 0.61$$

Z = $\frac{L1 - L2}{\sqrt{\pi^{\wedge} (1 - \pi^{\wedge}) (\frac{1}{1} + \frac{1}{1})}}$
Z = $\frac{0.68 - 0.54}{\sqrt{0.61 (1 - 0.61) (\frac{1}{1} + \frac{1}{1})}}$ = 2.03

النتيجة: بما أن Z المحسوبة (2.03) تقع في منطقة الرفض للفرضية الصفرية على مستوى $\alpha=0.05$ يمكن القول أن نسبتي متقني مفهوم التسارع من المحموعتين تختلفان اختلافاً ذا دلالة إحصائية (P<0.05).

 P_1 : نسبة النجاح في المجتمع الأول. P_2 : نسبة النحاح في المجتمع الثاني. p_1 : نسبة النحاح في العينة الأول. p_2 : نسبة النحاح في العينة الأول. p_1

$$\mu_{p'1} = P_1$$

$$\sigma_{p'1} = \int_{1}^{\infty} P_1 Q_1$$

$$1$$

 α =0.05 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى Z=1.177 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى χ^2

القيمة المحسوبة:

L1 = 33/100 = 0.33
L2 = 18/100 = 0.18

$$\pi^{\wedge} = \frac{F1 + F2}{n1 + n2} = \frac{33 + 18}{100 + 100} = 0.255$$

 $Z = \frac{L1 - L2}{\sqrt{\pi^{\wedge} (1 - \pi^{\wedge}) (\frac{1}{1} + \frac{1}{1})}}$
 $Z = \frac{0.33 - 0.18}{\sqrt{0.255 (1 - 0.255) (\frac{1}{1} + \frac{1}{1})}}$. = 1.177

النتيجة:

يما أن Z المحسوبة (1.177) تقسع في منطقة القبول للفرضية الصفرية على مستوى $\alpha=0.05$ ممكن القول أن نسبتي متقني مفهوم التسارع من المجموعتين لا تختلفان اختلافاً ذا دلالة إحصائية (P<0.05).

8-4 اختبار الفرضيات حول نسبتين للبيانات الغير مستقلة (المترابطة)

تكون النسبتان غير مستقلتان إذا كانتا تعودان إلى مجتمعين غير مستقلين.

مثال: نسبة الموافقين على التعليم المختلط في الجامعات قبل استماعهم لمحاضرة تبين رأي الدين في ذلك وبعد استماعهم للمحاضرة.

 H_0 : $\pi_1 = \pi_2$ Contingency table يستخدم اختبار χ^2 حيث تفرغ الإجابات في جدول التصاحب حيث ترصد التكرارات داخل الجدول.

	بعد		
موافق	معارض	نوع القرار	
ь	a	موافق	قبل
d	С	معارض	قبل

$$\chi_1^2 = (d-a)^2$$

$$d+a$$

القيمة المحسوبة

نــستخرج القيمة الحرجة للرفض أو القبول باستخدام جدول χ^2 بدرجة حرية واحدة وحسب مستوى الدلالة المطلوب.

ترفض الفرضية الصفرية إذا كانت قيمة χ^2 المحسوبة > أكبر من القيمة الحرجة. تقبيل الفرضية الصفرية إذا كانت قيمة χ^2 المحسوبة χ^2 الحرجة.

معال 8-5: تم استطلاع أراء 60 من التربويين حول مسألتين الأولى تتعلق بتأنيث التعليم في المرحلة الابتدائية التعليم في المرحلة الابتدائية التعليم في المرحلة الابتدائية بأكملها. فإذا وافق 42 منهم على المسألة الأولى ووافق 34 منهم على المسألة الثانية. وكان جميع الذين وافقوا على المسألة الثانية قد وافقوا على المسألة الأولى. فهل تدل هذه البيانات على وجود اختلاف جوهري في نسب الموافقين على المسألتين؟

 $H_0: \pi_1 = \pi_2$ $H_1: \pi_1 \neq \pi_2$

القيم الحرجة للمختبر الإحصائي χ^2 بدرجة حرية واحدة وحسب مستوى الدلالة χ^2 (1,0.95) = 3.84 هي α =0.05 هي α =0.05 القيمة المحسوبة:

	موافق	معارض	نوع القرار	
42	34	8	موافق	t kee utf e.
18	0	18	معارض	المسألة الأولى -
60	34	26		

$$\chi^2 = \frac{(d-a)^2}{d+a} = \frac{(0-8)^2}{0+8} = \frac{64}{8} = 8$$

النتيجة:

يما أن القيمة المحسوبة ($\chi^2=8$) أكبر من القيمة الحرجة ($\chi^2=8$) وعلى على أن القيمة المحسوبة ($\chi^2=8$) أكبر من القيمة الحرجة ($\chi^2=8$) وعلى مستوى $\chi^2=0.01$ نستطيع القول بأن نسبة التربويين الموافقين على تأنيث التعليم في الصفوف

التحليل الإحصائي

السئلاتة الأولى تختلف حوهرياً (P<0.01) عن نسبة الموافقين على مثل هذا النوع من التعليم وذلك عندما يتم استطلاع أرائهم على المسألتين في نفس الوقت.

χ^2 اختبار χ^2 لحسن المطابقة

The Chi-Square Goodness of fit

يستخدم للمقارنة بين توزيع العينة والتوزيع النظري للمحتمع الذي سحبت منه.

اختسبار كساي تربيع لحسن المطابقة، والغرض منه تحديد ما إذا كانت النسب الملاحظة تختلف جوهريا عن قيم متوقعة أو نظيرة لها . وهو مكافيء لأختبار Z للنسب.

 $\chi^2 = \Sigma (O_i - E_i)^2 / E$ alakli قريمسب عن طريق المعادلة

Ei : التكرارات المتوقعة

حيث Oi: التكرارات المشاهدة

مثال: احرى معلم دراسة لمعرفة نسب الرسوب في المواد التي يدرسها والتي على اساسها يتم تقسيم الطلاب الى مستويات وقد فام بدراسة شملت 400 طالب كما يلى:

5	4	3	2	1	المستويات
700	1100	800	700	900	عدد الطلاب
%25	%30	%10	%15	%20	نسبة الرسوب

اختبر χ^2 لمعرفة مدى تطابق التوزيع.

الحل: نحسب التكرارات المتوقعة كما يلى

التكرار المتوقع	التكرارات المشاهدة	المستوى
800=0.20*4000	900	1
600=0.15*4000	700	2
400=0.10*4000	800	3
1200=0.30*4000	1100	4
1000=0.25*4000	700	5
3000	4000	الجموع

$$\chi^2 = \Sigma (O_i - E_i)^2 / E$$

$$\chi^2 = (900 - 800)^2 / 800 + (700 - 600)^2 / 600 + (600 - 400)^2 / 400 + (1100 - 1200)^2 / 1200 + (700 - 000)^2 / 1000$$

$$\chi^2 = 12.5 + 16.67 + 100 + 8.3 + 9 = 146.47$$

$$\chi^2_{(4, 0.01)} = 13.28$$

$$\chi^2 = 12.5 + 16.28$$

$$\chi^2_{(4, 0.01)} = 13.28$$

القرار:

بمسا ان قيمة χ^2 الجدولية اقل من المحسوبة نرفض الفرضية الصفرية ونقبل البديلة، وهذا يعني ان توزيع العينة يختلف عن التوزيع النظري للمحتمع الذي سحبت منه.

The Chi-Square Test of Independence اختبار 2 للاستقلالية

لمعرفة اذا كان متغيرين مستقلين عن بعضهما.

يــستخدم لمعـرفة ما إذا كانت الآراء حول قضية معينة تختلف أو ترتبط مع متغير اسمي آخر، وعند استخدام هذا النوع من الاختبار فإنه يتم إنشاء جدول التوافق.

8-6 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

1- اختبار كاي تربيع لحسن المطابقة، والغرض منه تحديد ما إذا كان النسب الملاحظة تختلف جوهريا عن قيم متوقعة أو نظيرة لها .

خطوات استخراجه من SPSS:

- •ادخل البيانات تصاعدياً
- •من قائمة Analyze أختر Sonparametric Tests
 - •احتر Square-Chi
 - انقل المتغير إلى خانة Variable List
- ●من خانة Expected Value أشر على مربع Value
 - ادخل النسب حسب التكرارات في محرر البيانات
- ●قم بوزن الحالات على أساس التكرارات من قائمة Weight Cases Data

مسئال: إذا كانست نسبة الذكاء بين طلاب الثانوية العامة تتوزع بين ثلاث مستويات (2: 7: 1) على التوالي مرتفعي الذكاء ومتوسطي الذكاء ومحدودي الذكاء، وأراد باحث أن يختبر عينة ممثلة من مدرسة محددة لهذا المجتمع بحجم 400 طالب فوجد أن عدد عالي الذكاء = 50 ومتوسلط الدكاء = 290 ومحدودي الذكاء = 60 فهل يمكن اعتبار هذه العينة ممثلة للمحتمع.

2- اختــبار كاي تربيع للاستقلالية: يستخدم لمعرفة ما إذا كانت الآراء حول قضية معيــنة تخــتلف أو ترتبط مع متغير اسمي آخر، وعند استخدام هذا النوع من الاختبار فإنه يتم إنشاء جدول التوافق.

خطوات استخراجه من SPSS :

- من قائمة Analyze أحتر Descriptive Statistics ثم
 - ●أنقل المتغيرات المطلوبة إلى الصفوف والأعمدة
 - ●أنقر مربع Statistics ثم اختر Chi Square
 - •أنقر مربع Cells وهذا يمكنك من إجراء إحصائيات إضافية
- قم بوزن الحالات على أساس التكرارات من قائمة Weight Cases Data

مثال: قام مدير التعليم بأحد مناطق المملكة بسؤال 200 من التربويين حول الاستمرار في السدوام السعيفي أم لا ، وسأل ثلاث فئات (مشرفين، معلمين، ومدراء المدارس) وكانت الإحابات على النحو التالي (المشرفين 38 موافق و 12 معارض، المعلمين 26 موافق و 102 معارض، المد راء 16 موافق و 6 معارض) فهل تدل البيانات على اختلاف الرأي حول هذه المسألة باختلاف الوظيفة؟

.Exercise

8-7 تـمــاريــــن

تمرين (1): ضع رمز الإجابة الصحيحة في المربع المحصص لذلك:

		,								· / / U-3	,
10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم	
										الإجابة	

 $\sigma_L = \sqrt{\pi \ (1-\pi)}$ فيان القيمة العظمى لخطأ المعاينة المعطى بالعلاقة n=100 اذا كانيت π عند القيمة التالية للمعلم π :

0.1 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5

1- اي مـــن الـــرموز التالية يشير إلى القيمة الحرجة لاختبار χ^2 عندما يكون مستوى الدلالة $\alpha=0.01$

 $\chi^2_{2,0.90}$ ح $\chi^2_{2,0.99}$ ج $\chi^2_{2,0.99}$ ح $\chi^2_{2,0.01}$ – أ

3– أي من التالي يكون هو الأكبر؟

 $\chi^{2}_{1,0.90}$ - ح $\chi^{2}_{1,0.99}$ - ح $\chi^{2}_{1,0.01}$ - أ

4- أي من التالي يكون هو الأكبر؟

 $\chi^2_{1,0.90}$ - $\chi^2_{3,0.95}$ - $\chi^2_{1,0.95}$ - $\chi^2_{1,0.95}$ - $\chi^2_{1,0.95}$ - $\chi^2_{1,0.95}$

5- اختـبار يتألف من 40 فقرة حصل طالب على 26 فقرة بشكل صحيح هل يختلف هذا العدد من الفقرات عما هو متوقع بالتخمين؟ إذا كانت الفقرات من نوع صح/خطأ.

أ- لا، يختلف لأن 2=0.897 و χ^2 وهي ليست ذات دلالة احصائية.

ب- نعم، يختلف لأن Z=0.897 و $\chi^2=3.6$ وهي ليست ذات دلالة احصائية.

ج- لا، يختلف لأن 2-8.897 و $\chi^2 = 3.6$ وهي ذات دلالة احصائية.

د- نعم، يختلف لأن 2=0.897 و $\chi^2=3.6$ و هي ذات دلالة احصائية.

6- اختــبار يتألف من 40 فقرة حصل طالب على 26 فقرة بشكل صحيح هل يختلف هذا العدد من الفقرات عما هو متوقع بالتخمين؟ إذا كان لكل فقرة 4 بدائل.

أ- لا، يختلف لأن 2=0.897 و $\chi^2=3.6$ و هي ليست ذات دلالة احصائية.

- ب- نعم، تخستلف لأن 2=5.84 و χ^2 =34.13 هي ذات دلالة احصائية على مستوى α =0.001
 - ج- لا، يختلف لأن 2=0.897 و χ^2 = 3.6 وهي ذات دلالة احصائية.
- د- لا، تخــتلف لأن 2=5.84 و 34.13 χ^2 هــي ذات دلالة احصائية على مستوى α =0.001
- 7- في استطلاع لآراء 100 مدرس و 100 مدرسة حول تنفيذ برنامج تربوي معين كان عسدد الموافقين من المدرسين 33 ومن المدرسات 18، هل تختلف النسبة في المدرسين عما هي عليه في المدرسات؟ وذلك باستخدام اختبار Z
- α =0.05 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى Z=2.433 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى Z=2.433 ب- تختلف وذلك لأن Z=2.433 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى Z=2.433 ب- Z=2.433 بح- لا تختلف وذلك لأن Z=2.433 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى Z=0.05 د- لا تختلف وذلك لأن Z=2.5.92 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى Z=0.05 د- لا تختلف وذلك لأن
- 8- في استطلاع لآراء 100 مدرس و 100 مدرسة حول تنفيذ برنامج تربوي معين كان عسدد الموافقين من المدرسين 33 ومن المدرسات 18، هل تختلف النسبة في المدرسين عما هي عليه في المدرسات؟ وذلك باستخدام اختبار Z
- α =0.05 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى Z=2.433 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى Z=0.05 ب- تختلف وذلك لأن Z=5.92 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى Z=0.05 ج- لا تختلف وذلك لأن Z=2.433 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى Z=0.05 د- لا تختلف وذلك لأن Z=2.433 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى Z=0.05 د- لا تختلف وذلك لأن Z=2.5.92 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى

الفضيل التاسيغ

تحليـل التبـايـن Analysis of Variance

Introduction	9-1 مـقـدمـــة
ب One-Way Analysis of Variance	9-2 تحليل التباين الأحاد <i>ي</i>
Tow-Way Analysis of Variance	9-3 تحليل التباين الثنائي
Analysis of Covariance	9-4 تحليل التغاير
SF في حل المسائل.	9-5 استخدام برمجية PSS
Exercise	9-6 تمارىين

الفصل التاسع: تحليل التباين

الفقطيرك لتاسيغ

تعليل التباين Analysis of Variance

1-9 مقدمة Introduction

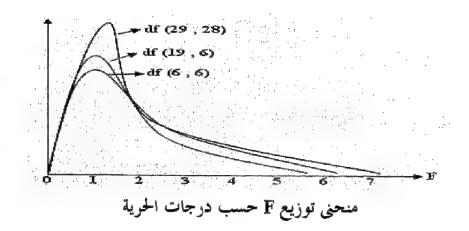
t التباين (ANOVA) ANalysis Of VAriance علي التباين (ANOVA): هـو تعميم لاختبار واحد ويستخدم لاختبار أكثر من عينتين، ويستخدم لمقارنة عدة متوسطات حسابية في آن واحد $\mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$

تحلسيل التباين هو طريقة ذكية لاختبار اختلاف أوساط أكثر من مجموعتين دفعة واحدة من خلال التباين.

يمكسن استخدام الرسم البياني Box Plot لتوضيح نتائج المقارنة بين متوسط أكثر من عينتين من العينات المستقلة.

توزيع F عبارة عن مجموعة من المنحنيات التكرارية يتميز كل منها عن الآخر برقمين لدرجات الحرية أحدهما بمثل درجة حرية للبسط والآخر درجة حرية للمقام . وقيمة F هي قيمة توضع نسسة التباين Variance ratio لعينتين والرمز F إشارة إلى العالم Fisher الذي قام بعمل هذا الاختبار والمعروف باختبار F . وقد قام العالم Snedecor محساب حداول خاصة لستوزيع F وفسيها درجات الحرية التي في أعلى الجدول تخص البسط أما درجات الحرية على العمود الجانبي فتخص المقام.

توزيع F: هو توزيع ملتو جهة اليمين بمعلمتين تتمثلان بدرجتي حرية (البسط ، المقام) وهما K-n للبسط ، K-n للمقام حيث K-n للمقام حيث K-n للمقام حيث K-n للمقام حيث K-n للفرضية القياس معنوية الفرق بين التقديرين K-n نوجد K-n حيث K-n مستوى المعنوية المستخدم للفرضية K-n القياس معنوية الفرق بين التقديرين K-n نوجد K-n والا نؤكد بوجود الاختلاف بين المتوسطات، والشكل التالي يبين توزيع K-n .



وتحليل التباين هـو عملية يقصد بها تقسيم مجموع مربعات الانحرافات عن المتوسط الحسابي إلى مكوناته أي إرجاع كل من هذه المكونات إلى مسبباتها.

وطريقة تحليل التباين تفيد في مقارنة عدد من المعاملات يزيد عن أثنين.

كما تمتاز طريقة تحليل التباين بأنه يمكن فيها استعمال كل البيانات المأخوذة من التجربة في حساب قيمة واحدة للانحراف القياسي يمكن بها مقارنة المجموعات أو المعاملات التجريبية.

وكلما زاد عدد المتوسطات كلما زاد احتمال الخطأ وقل احتمال اتخاذ قرار صحيح ففي المثال الخاص بمقارنة متوسطات في ست مناطق فإنه يلزم إجراء الاختبار 15 مرة وبالتالي سوف يستخفض احتمال اتخاذ قرار صحيح في الخمسة عشر اختبار معاً من 0.95 إلى 15(0.95) أي إلى 0.46 فقسط وبالتالي يرتفع احتمال الخطأ في اتخاذ القرار الصحيح من مجرد 0.05 إلى 0.54 والذي يساوي (0.04-1) وهو احتمال كبير جداً للخطأ في اتخاذ القرار.

لــذلك كان لابد من التفكير في أسلوب آخر بديل يوفر الوقت والمجهود وفي الوقت نفسه لا يقلل احتمال اتخاذ القرار الصحيح أو يكبر احتمال الخطأ في اتخاذ القرار، هذا الأسلوب هــو الــذي يسمى " تحليل التباين " والذي يختبر ما إذا كانت المتوسطات كلها متساوية مرة واحــدة دون أخذهم اثنين اثنين ودون أن ينخفض احتمال اتخاذ قرار صحيح أو يزيد احتمال الخطــا عند اتخاذه، وهو الذي يسمى احتصاراً ANOVA وهو احتصار للمصطلح الإنجليزي Analysis of Variance.

ويعتمد هذا الأسلوب من أساليب التحليل الإحصائي على ما يعرف باختبار F والذي يعستمد أساساً على تحليل التباين. أن التباين ما هو إلا متوسط مربعات انحرافات القيم عن

وسلطها الحسسابي. أي أن التباين يعتمد أساساً على مجموع مربعات ثم القسمة على عدد المساهدات. ويعتمد أسلوب تحليل التباين على تقسيم مجموع المربعات الكلي إلى أقسام فيمثل كل منهما أو يقيس أحد مصادر التغير أو الاختلاف Source of Variation مثلاً — التغير بسبب المعاملات (أو المجتمعات) المختلفة ، ويمثل آخر التغير بسبب الأخطاء ثم تعسرف الإحسطائية (أو الاختبار) F بأنها خارج قسمة التباين بسبب المعاملات على التباين بسبب الأخطاء بسبب الأخطاء وهكذا. أي أنه يتم حساب التباين بسبب المعاملات، والتباين بسبب الأخطاء فيحصل على قيمة F المحسوبة وبمقارنة هذه القيمة بالقيمة المحدولية F نصل إلى قرار إما بقبول الفرضية الصفرية أو عدم قبولها عند مستوى المعنوية المطلوب. ولتحليل التباين تطبيقات كثيرة في مختلف المجالات.

إذا كان هانك ما تغير ما ستقل واحد، نسميه تحليل التباين الأحادي One-Way الأحادي ANOVA

اذا كان هناك متغيرين مستقلين، نسميه تحليل التباين الثنائي Three-Way ANOVA اذا كان هناك 3متغيرات مستقلة، نسميه تحليل التباين الثلاثي مستقلة، نسميه تحليل ولكن يوجد متغير تابع وحيد في جميع تحليلات التباين أعلاه.

شروط استحدام اختبار تحليل التباين:

- 1. أن تكون العينات عشوائية مستقلة.
- 2. أن تكون العينات مسحوبة من مجتمعات لها توزيعات طبيعية.
- $\sigma^2 = \sigma^2 = \sigma^2 = \dots = \sigma^2_k = \sigma^2$ متساوية $\sigma^2 = \sigma^2 = \sigma^2 = \dots = \sigma^2_k = \sigma^2$ التباين. ويتم إجراء اختبار تحليل التباين اعتماداً على اختبار $\sigma^2 = \sigma^2 = \sigma^2$

2-9 تحليل التباين الأحادي One-Way Analysis of Variance

إذا كاملي المتغير العاملي الخاصل فرد من أفراد العينة علامة على متغيرين، الأول يسمى المتغير العاملي Nominal وهو متغير من النوع الأسمي Independent Variable أو المتغير المستقل Ordinal وهو متغير من Dependent Variable وهو متغير من النوع الكمي وهو المتغير الذي سيتم فحص مساواة متوسطه لكل فئة من فئات المتغير المستقل.

إن قسيم x يتم تصنيفها الى k من العينات وفقاً لمعيار واحد معين، مثل درجات الطلاب k من الشعب وكل شعبة تضم n من الطلاب.

يعتبر أبسط التصميمات التجريبية إذ فيه توزع معاملات التجربة Treatments على كل السوحدات التجريبية أو الأفراد عشوائيا . بمعني أنه إذا كان لدينا في التجربة خمس معاملات مختلفة وكل من المعاملات سوف تنفذ من أربع وحدات فإن استعمال التوزيع العشوائي سوف يجعل لكل مجموعة مكونة من أربع وحدات تجريبية فرصة متساوية لأن تعامل بأي معاملة من معاملات التجربة. أي أن كل وحدة تجريبية توضع في أي معاملة من المعاملات عشوائيا.

عيزات هذا التصميم:

- 1. يمكن استخدام أي عدد من المعاملات أو المكررات.
- 2. مفيد في ما إذا كانت الوحدات التجريبية قليلة أو من الصعب التحكم فيها كما في التجارب على الحيوانات.
- طــريقة التحليل بسيطة وسهلة حتى بفرض عدم تساوي المكررات (الوحدات) بين
 كل المعاملات.
- تبقي طريقة التحليل الإحصائي بسيطة إذا ما فقدت قيم بعض الوحدات التحريبية أو حتى القيم الكلية لبعض المعاملات.

تحليل التباين الاحادي في حالة تساوي حجوم العينات

اذا كــان لديــنا عيــنات عشوائية حجم كل منها n ، مسحوبة من مجتمعات توزيعها طبيعي، ومتوسطاتها μ_k , μ_k , μ_k , وتباين σ^2 ، والمطلوب اختبار فرضية:

 $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$ $H_1: \mu_1 \neq \mu_2 \neq \dots \neq \mu_k$

لاختــبار مساواة متوسطات المجموعات فإن تحليل التباين يستهدف تجزئة التباين الكلي للمتغير التابع إلى جزئين، ومن ثم تتم المقارنة بين تبايني الجزئين باستخدام اختبار \mathbf{F} لذلك عملياً بخــزيء مجموع مربعات التباين ودرجات الحرية \mathbf{V} الى تباين الأول معروف المصدر وهو بين المجمــوعات (Between Groups) ومصدرها الفروقات بين متوسطات المجموعات، فإذا كان

الفصل التاسع: تحليل التباين

هـــذا الجــزء كــبيراً فإن متوسطات المحموعات غير متساوية، والثانية تباين ضمن المجموعات (Residuals) وهـــي الجزء غير المعروف مصدره ويمكن أن يسمى الباقي (Residuals) أو الخطأ (Error).

SST = SSB + SSW

إن صيغة الاحصاءة المستخدمة لاختبار الفرضية هي:

 $\mathbf{F} = \underbrace{\mathbf{MSB}}_{\mathbf{MSW}} \cdot \dots \cdot \mathbf{F_{k-1,n-k}}$

القرار:

يكون القرار رفض الفرضية الصفرية H_0 التي تقول أن متوسطات المجموعات متساوية، اذا كانست نسبة التباين بين المجموعات الى التباين ضمن المجموعات كبيراً وهذه النسبة تسمى (قسيمة F)، فيإذا كانت قيمة F المحسوبة أكبر من القيمة المجدولية F, K, K, K, K ان متوسطات المجموعات متساوية.

يعتـــبر هــــذا التصنيف هو أبسط أنواع تحليل التباين، حيث تصنف المشاهدات إلى عدة بحموعات على أساس متغير واحد أو خاصية واحدة.

والافتراضات الأساسية لهذا التحليل هي ما يلي:

1- نفترض أن عدد المحتمعات K وأنما جميعاً مستقلة.

 $\mu_k,...,\mu_2$, أنما جميعاً تخضع للتوزيع الطبيعي بمتوسطات تساوي -2

 $\sigma^2 = 1$ ان لها جميعاً التباين نفسه σ^2 أي أن التباين لكل المجتمعات ثابت σ^2

4 يتم سحب عينة عشوائية من كل من هذه المحتمعات وأن أحجام هذه العينات كلها متساوية وتساوي \mathbf{n} ويمكن بكل بساطة افتراض عدم تساوي أحجام العينات ولن يختلف أسلوب التحليل على الإطلاق إلا في أشياء بسيطة جداً.

وتصنف البيانات عادة في هذا التحليل على النحو التالي :

المجتمع أو المعاملة		المشاهدات	
	1	2	n
1	y ₁₁	У12	y _{1n}
2	y 21	У22	\mathbf{y}_{2n}
:	:		
K	y _{k1}	y_{k2}	$\mathbf{y}_{\mathbf{k}\mathbf{n}}$

حيث يمثل الصف الأول مشاهدات العينة الأولى أي المسحوبة من المجتمع الأول، ويمثل الصف الأخير السحف الثاني مشاهدات العينة الثانية المسحوبة من المجتمع الثاني،.. وهكذا يمثل الصف الأخير مشاهدات العينة الاخيرة لل المسحوبة من المجتمع الأخير رقم K.

كما تكون خطوات الاختبار كما يلي :

1- الفرض الصفري : هو أن متوسطات هذه المحتمعات متساوية، وبالرموز

$$HO: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$$

2- الفرض البديل: هو أن بعض هذه المتوسطات غير متساوية (أو: يوجد متوسطان على الأقل غير متساويين).

3- إحصائية الاختبار : في هذه الحالة يرمز لها بالرمز F وتأخذ الشكل التالي :

$$F = \frac{S_R^2}{S_E^2}$$

مو $S_R^{\,2}: K(n-1)$ والسي لها توزيع F بدرجات حرية للبسط K-1 وللمقام والسي لها توزيع

التباين بسبب الظاهرة أو المتغير أو المعاملات، S_E^2 هو التباين بسبب الخطأ.

ويمكن الحصول على الإحصائية F بتنظيم الحسابات في جدول يسمى " جدول تحليل التباين " ANOVA TABLE كما يلي :

مصدر التغير	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	(الإحصائية) المحسوبة
بسبب المعاملات	SSR	K- 1	$S_R^2 = SSR/K - 1$	-
بسبب الخطأ	SSE	K (n-1)	$S_E^{2=SSE/K(n-1)}$	$F = \frac{S_R^2}{S_R^2}$
الكلي	SST	N*k-1		S_E^z

SSE, SSR, SST وسوف نوضح من المثال كيفية حساب المقادير الثلائة F بدرجات ويتم الحصول عليها من جدول توزيع F بدرجات حرية للبسط F وللمقام (F (اختبار الطرف الأيمن).

F المقارنة والقرار: إذا كانت قيمة F المحسوبة من تحليل التباين أقل من قيمة F المحدولية نقبل الفرض العدمي بتساوي المتوسطات والعكس صحيح.

معال 1-9: البیانات التالیة تمثل أعمار أربع عینات عشوائیة من الناخبین سحبت من أربع مدن مستقلة (نفترض أن لها توزیعات طبیعیة بمتوسطات $\mu4,\mu3,\mu2,\mu1$ و تباین مشترك یساوی σ^2 :

المدن k			المجموع				
	1	2	3	4	5	6	Cyu.
الأولى 1	20	21	25	28	30	26	150
الثانية 2	23	22	27	20	26	20	138
الثالثة 3	19	20	21	28	20	18	126
الرابعة 4	24	29	30	28	27	24	162

والمطلبوب اختبار الفرض العدمي بأن متوسطات أعمار الناخبين من المدن الأربع متساوية، أي أن المطلوب بالرموز هو:

$$HO: \mu 1 = \mu 2 = \mu 3 = \mu 4$$

وذلك بمستوى معنوية %5

الحل: تكون خطوات الحل كما يلي:

1- الفرض الصفري:

$$HO: \mu 1 = \mu 2 = \mu 3 = \mu 4$$

2- الفرض المبديل: أن بعض هذه المتوسطات غير متساوٍ (اثنان على الأقل غير متساويين).

$$F=rac{S_R^2}{S_E^2}$$
 وتكون الحسابات التفصيلية لتحليل التباين كما يلى :

n= 6 K= 4 حث

أ) متوسطات الصفوف (المدن):

150/6 = 25 : الأول : متوسط الصف الأول

متوسط الصف الثاني : 23 = 6 /138

126/6 = 21 : ثاثاث : متوسط الصف الثالث :

162/6 = 27 : متوسط الصف الرابع :

$$\frac{150+138+126+162}{24}=\frac{576}{24}=24$$
 : ب) المتوسط الكلي :

ج) مجموع المربعات الكلى:

$$SST = (20^2 + 21^2 + 25^2 + 28^2 + 30^2 + 26^2 + 23^2 + ... + 27^2 + 24^2) - 6x4(24)^2$$

= 14160- 13824

 $= 14160 - 6x4 \times 24x24$

$$SST = 336$$

د) محموع المربعات للصفوف (المدن):

$$SSR = 6(25^2 + 23^2 + 21^2 + 27^2) - 6x4x(24)^2$$
$$= 13944 - 13824$$

SSR = 120

هـــ) مجموع مربعات الخطأ:

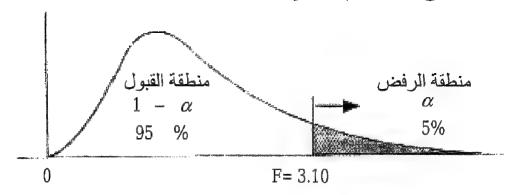
k=4, n=6	:	ما يلي	لتباين ك	تحليل ا	جدول	نكون	شم	و)
----------	---	--------	----------	---------	------	------	----	----

مصدر التغير	مجموع المربعا <i>ت</i>	درجات الحرية	متوسط المربعات	الإحصائية F
بسبب المعاملات	SSR= 120	k-1 4-1 3	$S^2R = 120/3 = 40$	$F = \frac{40}{10.8} = 3.7$
بسبب الخطأ	SSE= 216	K(n-1) 4(6-1) 20	S ² E= 216/20= 10.8	$1^{1} - \frac{1}{10.8} = 3.7$
الكلي	SST= 336	Nk-1 6*4-1 23		

3.7 هي المحسوبة
$$F$$
 المحسوبة هي أي أن قيمة الإحصائية $F = \frac{40}{10.8} = 3.7$

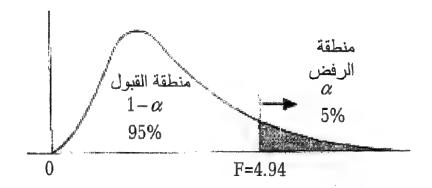
5% وعند مستوى معنوية F وعند مستوى معنوية F وعند مستوى معنوية وبدرجات حرية 3 للبسط، 20 للمقام نجد أن F الجدولية تساوي F

ويمكن توضيح ذلك بالرسم كما يلي :



5- المقارنـــة والقرار: وحيث أن قيمة الإحصائية المسحوبة والتي تساوي 3.7 أكبر من القيمة الجدولية فإنما تقع في منطقة الرفض وبالتالي فإن القرار هو رفض الفرض العدمي بتساوي متوسطات أعمار الناحبين في المدن الأربع وذلك بمستوى معنوية %5

* أما إذا استخدمنا مستوى معنوية 1% فإن قيمة F من الجدول تصبح 4.94 أي تصبح حدود منطقتي القبول والرفض كما يلي :



الطريقة الثالثة	الطريقة الثانية	الطريقة الأولى
7	5	2
5	6	3
6	5	4
8	7	5
9	7	6

هل هناك فرق ذو دلالة احصائية في التحصيل يعزى لطريقة التدريس.

الحل:

متغيرات الدراسة:

المتغير المستقل: طريقة التدريس وتقسم إلى: الطريقة 1

الطريقة 2

الطريقة 3

المتغير التابع: التحصيل في مادة الاحصاء، ويقاس بالعلامة على الاختبار التحصيلي.

فرضيات الدراسة:

Ho: $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3$ الفرضية الصفرية

 $H_1: \mu_1 \neq \mu_2 \neq \mu_3$ الفرضية البديلة البديلة

الاقتسراح: تجسزئة الفرضية الصفرية الأم الى مجموعة من الفرضيات البسيطة واستخدام اختبار t في كل مرة، ويكون عدد الفرضيات الجزئية n(n-1)/2

الاقتراح مرفوض للأسباب التالية:

- 1. لا يمكن من خلال اختبار t دراسة أثر التفاعل.
- 2. غير عملى في ظل زيادة عدد المتوسطات الحسابية.
 - 3. تقل قيمة قوة الاختبار مع تثبيت قيمة α.
- 4. تزداد قيمة α (زيادة احتمال الوقوع في الخطأ) وهو شيء غير مرغوب فيه.

	الطريقة 1		الطريقة 2		الطريقة 3			
	G1	G1^2	G2	G2^2	G3	G3^2	Total	Total^2
	2.00	4.00	5.00	25.00	7.00	49.00	2	4
	3.00	9.00	6.00	36.00	5,00	25.00	3	9
	4.00	16.00	5.00	25.00	6.00	36.00	4	16
		25,00		49.00		64.00	5	25
	6.00	36.00	7.00	49.00	9.00	81.00	6	36
							5	25
المجموع	20.00		30.00		35.00		6	36
المتوسط	4.00		6.00		7.00		5	25
Σx2	90.00		184.00		255.00		7	49
العدد	5		5		5		7	49
							7	49
							5	25
							6	36
							8	64
							9	81
المجموع المتوسط							85	
المتوسط							5.67	
Σ×2							529	
العدد							15	

لاختبار الفرضية الصفرية 13 μ2= μ3 لاختبار الفرضية

(MSB) وهو (Between Groups) وهو -1

2- نحسب التباين ضمن المجموعات(Within Groups) وهي (MSW)

3- نحسب صيغة الاحصاءة المستخدمة لاختبار الفرضية هي:

 $F = \underbrace{MSB}_{MSW} \dots F_{k-1,n-k}$

درجة الحرية للبسط = (عدد المجموعات - 1) درجة الحرية للمقام = (حجم العينة - عدد المجموعات)

 $F\alpha$, k-1, k(n-1) القسرار: إذا كانست قيمة F المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية F الغرضية الصغرية التي تقول ان متوسطات المجموعات متساوية.

أي تباين في النهاية يصمم على شكل جدول كالتالي:

Source of Variance	Sum of Sequares (SS)	Degrees of freedom (DF)	Mean. Sequares (MS)	F
مصدر التباين	محموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	ف
Between Groups بين المجموعات	SSB مجموع المربعات بين	C - 1 1-3226 - 1	MSB=SSB/C-1 متوسط المربعات بين	MSB/MS W
Within Groups ضمن المجموعات	SSW بحموع المربعات ضمن	N - C حجم العينة-عدد الاعمدة	MSW=SSW/N-C متوسط المربعات ضمن	
Total الكلي	مجمـــوع SST المربعات الكلي	N-1 1-عجم العينة		

التباين داخل المجموعات هو تباين عشوائي (ناتج عن اختلاف الأفراد).

التــباين بين المجموعات هو تباين عشوائي (ناتج عن اختلاف الأفراد)، وتباين ناتج عن اختلاف طريقة التدريس.

عندما يكون التباين لطريقة التدريس = 0، فإن التباين الداخلي=التباين الخارجي، وهذا يحدث في حالة أن الفرضية الصفرية صحيحة.

حجم العينة N ، عدد المجموعات في العينة C

MSW = SSW / N-C MSB = SSW / C-1 SST = SSB + SSW

احسب الكميات:

طريقة 1:

 $A = \sum x^{2}$ $B = (\sum x)^{2}/N$ $C = (\sum x)^{2}/n_{1} + (\sum x)^{2}/n_{2} + \dots$ SST = A - B SSB = C - B SSW = A - C

طريقة 2:

$$\begin{split} &SST = \Sigma (X-X')^2 \\ &SSB = \Sigma n_i (X'_i-X')^2 \\ &SSW = \Sigma (X-X'_i)^2 \end{split}$$

طريقة 3: اذا علمت المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية.

SSB = $n_1 (X'_1 - X')^2 + n_2 (X'_2 - X')^2 + ...$ SSW = $(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2 + ...$

حل المثال 9-2

 $A = \sum x^{2}$ $B = (\sum x)^{2}/N$ $C = (\sum x)^{2}/n_{1} + (\sum x)^{2}/n_{2} + \dots = (20)^{2}/5 + (30)^{2}/5 + (35)^{2}/5 = 505$ SST = A - B SSB = C - B SSW = A - C = 529 = 529 - 481.67 = 47.33 = 505 - 481.67 = 23.33 = 529 - 505 = 24

Source of Variance	Sum of Sequares (SS)	Degrees of freedom (DF)	Mean. Sequares (MS)	F
مصدر التباين	مجمـــوع المربعات	درحات الحرية	متوسط المربعات	ف
Between Groups	SSB	C – 1	MSB=SSB/C-1	MSB/MS
بين المجموعات	23.33	3-1 = 2	23.33/2= 11.665	W 11.665/2 = 5.8325
Within Groups	SSW	N – C	MSW=SSW/N-C	
ضمن المحموعات	24	15-3 = 12	24/12 = 2	
Total	SST	N - 1		
الكلي	47.33	15-1 = 14		

القرار:

القيمة المحسوبة لــ F = 5.8325

القيمة الحرحة (الجدولية) 3.89 = F2,12,0.05

بما أن القيمة المحسوبة > أكبر من القيمة الحرجة نرفض الفرضية الصفرية، ونستنتج أنه يوجد اختلاف في التحصيل يعزى الى طريقة التدريس.

ثم نستخرج الجدول العام النسبة الفائية

النسبة للدانية	التبالات		درجة الحرية		مجموع الريعات	مصدر الاتبارن
	7147,0gH	32	*— ③ —	3	+€41.17)	بين المجموعات
14.29	Θ					
	(10.29)) * (6)*-	9	€(64.6D)	as an internal almost
			19		605,8	

ف-14.29، دح-16/3، دقة عند 0.01 (الرجوع البي جدول النسبة للفائية لمفراءته)

كيلية قراءة جدول النسبة الفائية حسب النسبة الفائية التي حصدًا عليها وحسب درجاتا لحربة التي لاينا.

					T	adls	XI					
	t-			- 1	494 0						4 4	
And the second s) ² m	er ded . Li et	e vas Par J	L III	T res	ini prin	lýtil 10	denu	ERREE	MIE 16	nar de	
	*.			也		•	4	1	12	11		
kustusiisti takututututut eesta eesta ee	1	38,58 59,49 18.13	19,89 99,89 9,55		19,21 99,21 9,11	15,12 15,12 15,12	19,33 94,33 1,34	19,37 19,34 18,44	19.41 19.43 114	15,43 99,46 8,64	99,60	
.180 1411	4	14,13	30.82 6,81	14, 15 15, 15	17.就 抗療 (疾病	11,71 1,25	I,I I,I II,I	11.49 14.4 14.4	17.85 5.11 14.17	10,20 11,2 11,2	11.18 11.18 11.18	
11 12 b	2	1,5	5.7	1,1.	11,5 12,5 12,1	10.5 12.67 14.62 (1.6	1,95	4,40 16,85 4,15	1,16 9,19 1,30	4.17 9.17 1.84	調	
³ A		11.14 12.1 12.1 14.15	10,83 4,74 9,44	THE PARTY NAMED IN COLUMN 1	1,13 4,13 3,83	3,15 3,87 7,45		1,11 1,12 14,14	7,71 1,51 1,51	7.11	1,13 1,13 5,45	
	1	reimin		4	1,1	3,67	3,23 6,37	1.48	1,21 5,61	3,12 2,38	2,57 4,25	
	P	5.18 1355 4.84	101	130 470 471		5,41 6,86 1,11		1.25 5.47 4.07	11.1 11.1 12.1	1.00 4.73	11	حود لايالة عند ١٩٨٦ أي لمطر الأرل
	12	10.30	1.14		LIP LIP	1,51 1,51	1,39	1,34 2,11	4,11	1,3	訓訓	أي لنظر الأرل
	14	福			1.01 1.11	1.00 1.00 1.00	1,61 1,63 1,44	4.50 4.71 4.14		1,13 1,43	1,8 111 114	
		4.44				4.44	4	10	1,3	131	4,21	
	11	1,1	1.55 1.81	3.18 5.44	12	1,T		131	1,31	115	1,82	Charles Sance
	22		3.49		1,57		1.07	1/6 1/8 1/8 1/8	1,21 1,21 1,21	2,88 2,85 1,85	1,64 1,41 1,71	4/4) re (A) q 18/9
	19	1,715 4,115 1,215	\$.57 3.12 5.19	4,68 2,82 4,51	松	110	2,45 2,45 4,41		100 100 100 100 100 100 100 100 100 100	1,99 1,47	1,17 1,63 1,61	أي لنظر لثلي
	31	1,01	1,11 1,13	2.1s 4.11	2.61 1,01		B. S.	2.10	2.08	1, 7 1,27		
	62	1,74	1,14	2,25 4,13	1.51 1.65	LI.	程制 報酬的 計劃的 活動的		LM 230	1,73	1.39 1,60	
	Ð	1.56 4.54	加	1,74 1,94	2,49 2,86	di jit majira t jit	121 101	2.16 2.11	24	1,43 1,49	1,33 1,63	

3-9 تحليل التباين الثنائي Tow-Way Analysis of Variance: تحليل التباين الثنائي

يــستخدم لدراسة أثر متغيرين عاملين يقسم كل منهما أفراد العينة إلى مستويين أو أكثر على متغير كمي (المتغير التابع).

يــستخدم لمقارنة عدة متوسطات حسابية بهدف دراسة أثر متغيرين مستقلين على متغير تابع واحد.

أي يستخدم تحليل التباين الثنائي لدراسة الأثر لعاملين هما العامل a والعامل b على متغير تابيع واحد، مثل دراسة أثر طريقة التدريس (العامل a)، والجنس (العامل b)، على التحصيل (المتغير التابع).

ويقصد بأثر التفاعل a X b على المتغير التابع هو اختلاف تأثير a على المتغير التابع من مستوى الى آخر من مستويات b أي يختلف تأثير طريقة التدريس على التحصيل لدى الذكور عصنه لدى الإناث، وفحص التفاعل مهم جداً حيث يعني وجوده التخصيص في النتائج، ويعني غيابه تعميم النتيجة.

إن تحليل التباين الأحادي يستخدم لدراسة أثر عامل واحد (المتغير العاملي) على متغير ما. ولكن ماذا لو اردنا دراسة أثر عاملين أو اكثر على متغير ما؟ في هذه الحالة يمكننا استخدام تحليل التباين الثنائي أو الثلاثي.

كثيرا ما يواجه الباحثون مشاكل تتطلب دراسة نوعين من العوامل أو المعالجات وفي هذه الحالــة يتم إجراء تحليل التباين بوجود معيارين للتصنيف فمثلا يكون المعيار الأول (طلاب في مدرسة) والمعيار الثاني (طرق تدريس مختلفة) فإذا أردنا معرفة ما إذا كان الاحتلاف بين طلاب المدرســة عائد على اختلاف طريقة التدريس المتبعه معهم، وقد نرغب في معرفة التأثير المشترك لكلا العاملين (أي تأثير التفاعل). وفي الدراسات التطبيقية التجريبية يمكن مثلاً دراسة تأثير التربة ونوعـــة السماد المستخدم في انتاج القمح، أو دراسة تأثير جودة مواد البناء ونوعية المهندسين لعمـــل البــيوت الــسكنية، أو دراسة تأثير مناطق بيع البضائع ومصاريف الدعاية على كمية المبيعات.

فتحليل التباين الثنائي Two Way ANOVA يمكن استخدامه لدراسة اثر متغيرين على متغير كمي ما عاملين يقسم كل منهما مفردات العينة الى مستويين (بحموعتين) او أكثر على متغير كمي ما (المتغير التابع). ويستخدم في هذه الحالة جداول مزدوجة مكونة من صفوف وأعمدة وتضم كل خلية من خلاياهما مشاهدتين أو أكثر (مفردات تنتمي إلى صف معين وعمود بنفس الوقت).

• إن تحليل التباين باتجاهين يستخدم لمعرفة إن كانت هناك فروق معنوية بين المتوسطات (متوسطات معالجات الصفوف، بين متوسطات معالجات الأعمدة، وكذلك بين متوسطات المشاهدات الموجودة في كل خلية حيث تستخدم متوسطات الخلايا لاختبار التفاعل).

من خلال تحليل التباين الثنائي يمكن اختبار ثلاث فرضيات كما يلى:

- 1. الأثر الرئيسي للمتغير العاملي الأول على المتغير التابع. H0: μa1= μa2= μa3
- 2. الأثر الرئيسي للمتغير العاملي الثاني على المتغير التابع. H0: μb1= μb2= μb3.
 - 3. أثر التفاعل بين المتغيرين العامليين على المتغير التابع. a*b

 $H0: \Sigma (\alpha B)^2 = 0$

شروط تحقيق التباين الثنائي:

- يجب أن يكون توزيع المتغير التابع طبيعيا لكل مجتمع من المجتمعات في تصميم التحربة، أي ان كل مجتمع ممثل بكل حلية من خلايا تصميم التحربة، فإذا كان على سبيل المثال شلاث مستويات لكل متغير عاملي فيكون هناك 9 خلايا. وان لم يتحقق هذا الشرط فانه يمكن الاستغناء عنه بزيادة حجم العينة بحيث تزيد على 15 مفردة لكل مجموعة (خلهية) ، وفي هذه الحالة قد تكون نتيجة تحليل التباين دقيقة الى حد ما حتى لو كان توزيع المتغير التابع ليس طبيعيا.
- يجب ان يكون تباين المتغير التابع متساويا لكل مجتمع من مجتمعات المعرفة في كل خلية من خلايا تصميم التجربة، وإذا لم يتحقق هذا الشرط فإن نتيجة تحليل التباين لن تكون دقيقة. أما المقارنات البعدية الخاصة بالأثر الرئيسي فمن الممكن استخدام بعض الطرائق التي لا تشترط تساوي التباين.
- يجب أن تكون العينات محتارة بطريقة عشوائية من كل مجتمع من المجتمعات. ويجب أن تكون قيم المتغير التابع مستقلة عن بعضها بعضا لكل مفردة من مفردات العينات.

التحليل الإحصائي

هناك نماذج متعددة لتحليل التباين الثنائي ترتبط بالتصميم التجريبي الذي يعتمده الباحث

منها:

- 1. تحليل التباين بآثار ثابــــة
- 2. تحليل التباين بآثار عشوائية Random Effects
- 3. تحليل التباين بآثار حليط Mixed Effects

تحليل التباين بآثار ثابتة Fixed Effects

مثال:

المتغيرات المستقلة: 1- الجنس: وله مستويان ذكر وانثى.

2- طرق تعليم القراءة: ولها ثلاثة مستويات.

المتغير التابع : القدرة على الاستيعاب.

Two Way Analysis of Variance * تحليل التباين الثنائي

تحليل التباين الثنائي Two Way ANOVA يمكن استخدامه لدراسة اثر متغيرين عاملين يقسم كل منهما مفردات العينة الى مستويين (مجموعتين) او اكثر على متغير كمي ما (المتغير التابع).

مثال:

باستخدام ملف Employee data " الموجود مع برجحية SPSS اختبر الفرضية التالية: " لا يؤثر الجنس ونوع العمل في تحديد الراتب للموظفين بمستوى معنوية 0.05 "

الحل:

المتغيرات المستقلة: إن هناك عاملان يؤثران على تحديد الراتب هما:

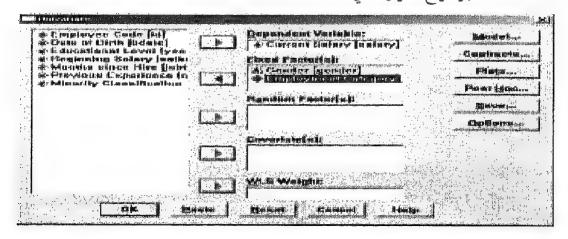
المتغير التابع: الراتب.

لذلك يمكن تقسيم هذه الفرضية الى ثلاث فرضيات جزئية وهي:

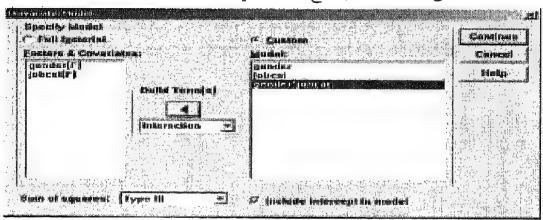
الفرضية الاولى " لا تاثير للجنس في تحديد الراتب "

الفرضية الثانية " لا تأثير لنوع العمل على تحديد الراتب " الفرضية الثالثة " لا يوجد تفاعل بين متغير الجنس ومتغير نوع العمل " ولفحص الفرضيات نستخدم تحليل التباين الثنائي كما يلى:

1. مـن القائمة Analyze المحتر General Linear Model ومن القائمة الفرعية اختر للمانية Univariate يظهر مربع الحوار التالي:



- 2. انقــل المــتغير Salary الى المــستطيل أسفل Sependent Variable والمتغيران . Fixed Factor(s) إلى المستطيل أسفل
 - 3. اضغط على Model يظهر مربع الحوار التالي:



4. اختـر Custom ثم Main effects مـن القائمة أسفل (s) Build Term وانقل المتعيرين Gender و Jobcat الى المستطيل أسفل Model ، ثم اختر Interaction من القائمة Model من المستطيل أسفل Gender و Build Term و Build Term منعود الى المربع الاصلي.

Descriptive atatistics سيظهر مربع الحوار التالي اختر منه Options ميظهر مربع الحوار التالي اختر منه Homogeneity tests والخيار Head أثم اضغط Continue

Descriptive Statistics

Dependent	Variable:	Current Salary
-----------	-----------	-----------------------

Gender	Employment Category	Mean	Std. Deviation	Ν
Female	Clerical	\$25,003.69	\$5,812.838	206
	Manager	\$47,213.50	\$8,501,253	10
	Total	\$26,031.92	\$7,558.021	216
Male	Clerical	\$31,558.15	\$7,997.978	157
	Custodial	\$30,938.89	\$2,114.616	27
	Manager	\$66,243.24	\$18,051.570	74
	Total	\$41,441.78	\$19,499.214	258
Total	Clerical	\$27,838.54	\$7,567.995	363
	Custodial	\$30,938.89	\$2,114,616	27
	Manager	\$63,977.80	\$18,244,776	84
	Total	\$34,419,57	\$17,075,661	474

Bulleten 1 a.e.a. a. b. grann cher fel brechen en erne der en Landausung	
	क्षा प्रतिकारम्बद्धाः प्रमुक्ति । सम्बद्धाः सम्बद्धाः । स्वत्राः । स्वत्राः । स्वत्राः । स्वत्राः । स्वत्राः ।
	是一方面的實際的學術。 1 2 2 1 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2
	And the state of t
The state of the s	
60 Comparagotównia manythwith	12 Limite and a section of the second and the secon
E sallEration Corporation of A and Finder and a	the control of the co
The state of the s	Limental and an analysis of the second
f den ener emperboie Deriet, wermiel fiffen feitelliebe	WELL AND THE SECOND STORES OF THE SECOND SEC

6. اضغط على Post Hoc ليظهر مربع الحوار التالي:

	(2) Between the week was been and the constituted	lieb	i U Terbahana: Tippetai Kape Polit 1860 - Politika in dia menjada dalam dalam 1880 - P	Service recognistic substitute and the later recognist of	at that a let raise
dia Min of weight	is and the second secon	deser-Corresponding City		4 54	- Constant
	79.				linip
Capalank Wasadmenisma.	And the second s				
LGC	T S-M-K		Walter Durie	dets	
3" Qualarant	f lukey	dige		H. Lengthining	. A ROIN .
il" dejmak	Takey's	per De	Distance St.		
is signatur	Dancan		Charles of Street	A state of the sta	必集 流量
	Hachba		3.117.118		Day .
a anti-mass-undys-under 1976	al Material		Alexander Salver of Alexander Face	新 斯·马斯·托林·林·西班牙斯·马斯 (2)	To the second second
Rapped Variances	Marianista Maria	a, 2, 3, 3, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1,	The state of the s		* * * *
I Tombones o F	2 Damen	AND THE PERSON NAMED IN	When show the second district	all 💆 Duamen	Auto 1874

- 7. اختسر اختبار شفيه Scheffe للمقارنات البعدية من قائمة الاختبارات البعدية التي تشترط تماثل تباينات الفئات Equal Variance Assumed .
- Bunnett,s C من قائمة الاختبارات البعدية التي لا تشترط Dunnett,s C من اختبارات البعدية التي لا تشترط قائل تباينات الفئات Equal Variance Not Assumed
- 9. انقل المتغير Jobcat فقط الى المستطيل اسفل Post Hoc Tests For لأنه يتكون من ثلاث مستويات أما متغير Gender فلا ننقله لأنه يتكون من مستويات أما متغير
 - Continue سنعود لمربع الحوار الأصلي. Univariate Analysis of Variance

Between-Subjects Factors

		Value Label	N
Gender	f	Female	216
	m	Male	258
Employment	1	Clerical	363
Category	2	Custodial	27
	3	Manager	84

الجلول التالي يبين توزيع العينة حسب مستويات كل من المتغيرات العاملية.

جدول اختبار تجانس التباينtest of Homogeneity of Variances ، ويبين أن قيمة Sig. =0.0

Sig. الجدول التالي يبين تحليل التباين الثنائي حسب فئات المتغير Gender ، ويظهر أن ... ويظهر أن ... 0.05 = 0.0 أي أن الجنس يؤثّر في تحديد الراتب. كذلك الجدول التالي يبين تحليل التباين الثنائي حسب فئات المتغير Jobcat ، ويظهر أن Sig=0.0 وهي اقل من 0.05 أي أن نوع العمل يؤثّر في تحديد الراتب. كما يظهر أن هناك تفاعل بين الجنس ونوع الوظيفة لان قيمة Sig=0.0 وهي اقل من 0.05

Levene's Test of Equality of Error Variances a

Dependent Variable: Current Salary

F	df1	df2	Sig.
33.383	4	469	.000

Tests the null hypothesis that the error variance of the dependent variable is equal across groups.

a. Design: intercept+GENDER+J OBCAT+GENDER* I OBCAT

Multiple Comparisons

Dependent Variable: Current Salary

	(I) Employment Category	(j) Employment Category	Mean Difference (I-J.)	Std. Error	Sig.
Scheffe	Clerical	Custodial	-\$3,100.35	\$1,875.539	.256
		Manager	-\$36,139.2 6 *	\$1,138.387	.000
	Custodial	Clerical	\$3,100.35	\$1,875.539	.256
		Manager	-\$33,038.91*	\$2,080.027	.000
	Manager	Clerical	\$36,139.26*	\$1,138.387	.000
		Custodial	\$33,038.91*	\$2,080.027	.000
Dunnett C	Clerical	Custodial	-\$3,100.35*	\$568.679	
		Manager	-\$36,139.26*	\$2,029.912	
	Custodial	Clerical	\$3,100.35*	\$568.679	
		Manager	-\$33,038.91*	\$2,031.840	
	Manager	Clerical	\$36,139.26*	\$2,029.912	
		Custodial	\$33,038.91*	\$2,031.840	

Based on observed means.

الجسدول التالي يبين أن متوسطات Jobcat مختلفة ويبين أن متوسطات الكتاب المدراء وكذلك متوسطات الحراس والمدراء مختلفة بينما لا يوجد خلاف بين متوسطات رواتب الحراس والكتاب له دلالة إحصائية تذكر

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent '/ariable: Current Salary

	Type III Sum	10	M 5	F	C.l.
Source	of Squares	df	Mean Square	1	Sig.
Corrected Model	9.646E+10 ^a	4	2.411E+10	272.780	.000
Intercept	1.773E+11	1	1.773E+11	2005.313	.000
GENDER	5247440732	1	5247440732	59.359	.000
J OBCAT	3,232E+10	2	1.616E+10	182.782	.000
GENDER * J OBCAT	1247682867	1	1247682867	14.114	.000
Error	4.146E+10	469	88401147.44		
Total	6.995E+11	474			
Corrected Total	1.379E+11	473	<u> </u>		

a. R Squared = .699 (Adjusted R Squared = .697)

^{*.} The mean difference is significant at the .05 level.

* تحليل التباين الثلاثي Three Way ANOVA

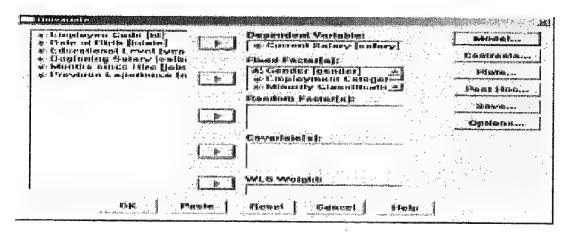
اذا كـان لديـنا ثلاث متغيرات عاملية واردنا فحص اثر هذه العوامل على متغير تابع نستخدم تحليل التباين الثلاثي ونتبع نفس خطوات تحليل التباين الثنائي ولناخذ المثال التالي:

مثال : استخدم ملف Employee data لفحص الفرضية التالية :

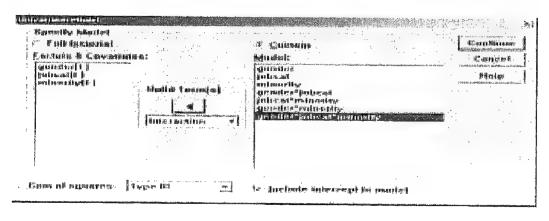
" لا يوجد فرق في متوسطات رواتب الموظفين تحت تاثير الجنس و نوع الوظيفة والاقلية بمستوى دلالة 0.05 "

ولفحص هذه الفرضية نتبع الخطوات التالية:

1. مـن القائمة الفرعية اختر General Linear Model ومن القائمة الفرعية اختر Univariate ومن القائمة الفرعية اختر



- 2. انقــل المــتغير Salary الى المــستطيل اسفل Dependent Variable والمتغيرات . Fixed Factor(s) و Jobcat و Jobcat
 - 3. اضغط على Model يظهر مربع الحوار التالي:



4. اختـر Custom ثم Main effects مـن القائمة أسفل (s) Build Term وانقل المتغيرين Gender و Jobcat و id الى المستطيل أسفل Model ، ثم اختر Interaction من Build Term و Build Term وانقل المتغيرات معا مثنى مثني ثم جميعهم إلى المستطيل اسفل Model كما بالشكل أعلاه، اضغط Continue سنعود إلى المربع الاصلي.

Descriptive atatistics سيظهر مربع الحوار التالي اختر من Options عنط Options والخيار Display Means وانقل المتغيرات الثلاثة الى المستطيل أسفل Homogeneity tests والخيار for ثم اضغط Continue لنعود لمربع الحوار الأصلي.

Escore al mind Fade	And the production of the prod	Medical Control of the Control of th	Eddgelog bleckie Lasader	TEL SON's AN IN THE SERVICE THE SERVICE OF THE SERV	MARINE SALES AND AND AND AND AND AND AND AND AND AND
्री सुद्रिक्षण व हेन्स हिन्दु पुर			[grdrq:ws#		
ijista z ot dom forostity		Acres and the second	ininanty.		
Appropriate of the party of the				Carl Same Land Dis	. :
Alexander and the collection			Competers of		
danta laken inte	ener large		Length in Book and the first property of the second	maille me taubterminite part total committee and	Barren en
1	alastela tin		Late deserved	Marka 192	、、
Chapter 1	AL MENT TO THE STATE OF		and the control of th		
To Disperinties what	luiken		to Element una	fre forneiter	
T Engirement of act		하는 사람들이 되었다.	Marnad vs.		
1 Observed power)	Will have been a second		ि क्षांत्रकातीलका है जा		
i Parmenajur menter	21 may 2 801 91 2 1 1.1.		- Lanck of the		
I Contrast significa	* * 1 * 1 * 1 * 1 * 1 * 1 * 1 * 1 * 1 *		Cicyseral ca	Di koma na Na Nave - Mania kan	ordi durantu
31 AMERICAN LAND AND AN AND AN AND AND AND AND AND AN	SHOW THE REAL PROPERTY AND ADDRESS OF THE PARTY Comment of the first	a same and a construction of the same and	the total passage on a some sale	E-HE-TE	

6. اضغط على Post Hoc ليظهر مربع الحوار التالى:

pander	Jan Back and Back	mbes			Cumbin
adariya Menori (9)					Санові
tout it count out of the	in the second				death .
and the language of the langua	My property and the second	ACAD TOTAL	nako ⁿ kenna	راية إراستهراما	
Equal Variances As: LBD			Čadbar – District		
C Bonfarestil	Lukey			t foreir étation	Company Popular resonation popular
IT Block	Γ Tukeγ'e-h		LEMPING#		25 C 1771 3 - 25
To Substitu	/ Duneau		internetall of february	irrise II	AND T
F B-E-G-WF	f Linchthurg	The first of the second	lent La sident f	and the second of the lates	e a material
				And the second of the second of	A AND AND AND AND AND AND AND AND AND AN
Enum Variances Na	A Permanent	是在我们的"	The Contract of	The series with the	

7. اختـر اختبار شفيه Scheffe للمقارنات البعدية من قائمة الاختبارات البعدية التي تشترط تماثل تباينات الفئات Equal Variance Assumed .

8. اختـر اختبار دونت س Dunnett,s C من قائمة الاختبارات البعدية التي لا تشترط قائل تباينات الفئات Equal Variance Not Assumed

9. انقل المتغير Jobcat فقط إلى المستطيل اسفل Post Hoc Tests For لأنه يتكون من ثلاث مستويات أما المتغيران الاخران فلا ننقلهما لأنهما يتكونان من مستويين فقط.

10. اضغط Continue سنعود للمربع الحوار الأصلي. اضغط Ok تائج التالية: على الدارس تفسير النتائج

Univariate Analysis of Variance

Between-Subjects Factors

		Value Label	N
Minority Classification	0	No	370
	1	Yes	104
Gender	f	Female	216
	m	Male	258
Employment	1	Clerical	363
Category	2	Custodial	27
	3	Manager	84

Descriptive Statistics

Dependent Variable: Current Salary

	Gender	Employment Categ		Std. Deviation	N
No	Female	Clerical	25,471.45	\$6,092.372	166
		Manager	47,213.50	\$8,501.253	10
		Total	26,706.79	\$8,011.894	176
	Male	Clerical	B2,67 1 .64	\$8,578.999	110
		Custodial	81,178.57	\$1,658.743	14
		Manager	65,683.57	18,029.451	70
_		Total	44,475.41	20,330.662	194
	Total	Clerical	28,341.09	\$7,994.659	276
		Custodial	B1,178.57	\$1,658.743	14
		Manager	63,374.81	18,164.043	80
		Total	86,023.31	18,044.096	370
Yes	Female	Clerical	23,062.50	\$3,972.369	40
		Total	23,062.50	\$3,972.369	40
	Male	Clerical	28,952.13	\$5,712.419	47
		Custodial	30,680.77	\$2,562.920	13
		Manager	76,037.50	17,821.961	4
		Total	82,246.09	13,059.881	64
	Total	Clerical	26,244.25	\$5,772.874	8 7
		Custodial	80,680.77	\$2,562.920	13
		Manager	76,037.50	17,821.961	4
		Total	28,713.94	11,421.638	104
Total	Female	Clerical	25,003.69	\$5,812.838	206
		Manager	47,213.50	\$8,501.253	10
		Total	26,031.92	\$7,558.021	216
	Male	Clerical	81,558.15	\$7,997.978	157
		Custodial	80,938.89	\$2,114.616	27
		Manager	66,243.24	18,051.570	74
		Total	11,441.78	19,499.214	258
	Total	Clerical	27,838.54	\$7,567.995	363
		Custodial	80,938.89	\$2,114.616	27
		Manager	53,977.80	18,244.776	84
		Total	34,419.57	17,075.661	474

Levene's Test of Equality of Error Variances

Dependent Variable: Current Salary

F	df1	df2	Sig.
17.696	8	465	.000

Tests the null hypothesis that the error variance of the dependent variable is equal across groups.

a. Design:

Intercept+MINORITY+GENDER+JOBCAT+MINORITY *
GENDER+GENDER * JOBCAT+MINORITY *
JOBCAT+MINORITY * GENDER * JOBCAT

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: Current Salary

	Type III Sum				
Source	of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	9.751E+10 ^a	8	1.219E+10	140.251	.000
Intercept	1.444E+11	1	1.444E+11	1661.526	.000
MINORITY	61989119.7	1	1989119.66	.713	.399
GENDER	756876310	1	4756876310	54.737	.000
JOBCAT	2.006E+10	2	1.003E+10	115.420	.000
MINORITY * GEND	27977363.9	1	7977363.93	,322	.571
GENDER * J OBCAT	981526336	1	81526335.9	11.294	.001
MINORITY * J OBC	690053398	2	45026699.0	3.970	.020
MINORITY * GEND * J OBCAT	.000	0			
Error	4.041E+10	465	6903667.84		
Total	6.995E+11	474			
Corrected Total	1.379E+11	473			

a R Squared = .707 (Adjusted R Squared = .702)

Estimated Marginal Means

1. Minority Classification

Dependent Variable: Current Salary

			95% Confidence Interval	
Minority Classification	Mean	Std. Error	Lower Bound	Upper Bound
No	40443.745°	835.531	38801.861	42085.629
Yes	39683.224ª	1423.737	36885.469	42480.979

a. Based on modified population marginal mean.

2. Employment Category

Dependent Variable: Current Salary

			95% Confidence Interval		
Employment Category	Mean	Std. Error	Lower Bound	Upper Bound	
Clerical	27539.427	577.449	26404.695	28674.160	
Custodial	30929.670 ^a	1795.293	27401.779	34457.562	
Manager	62978.190 ^a	1875.508	59292.670	66663.711	

a. Based on modified population marginal mean.

Post Hoc Tests Employment Category

Multiple Comparisons

Dependent Variable: Current Salary

	/// Employment Catalogue	#NF 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	Mean Difference		
Calcatta	(i) Employment Category	() Employment Category	(I-J)	Std. Error	Sig,
Scheffe	Clerical	Custodial	-\$3,100.35	\$1,859.586	.250
		Manager	-\$36,139.26*	\$1,128.703	.000
	Custodial	Clerical	\$3,100.35	\$1,859.586	.250
		Manager	-\$33,038.91*	\$2,062.334	.000
	Manager	Clerical	\$36,139.26*	\$1,128.703	.000
		Custodial	\$33,038.91*	\$2,062.334	.000
Dunnett C	Clerical	Custodial	-\$3,100.35*	\$568.679	
		Manager	-\$36,139.26*	\$2,029.912	
	Custodial	Clerical	\$3,100.35*	\$568.679	
		Manager	-\$33,038.91*	\$2,031.840	
	Manager	Clerical	\$36,139.26*	\$2,029.912	
		Custodial	\$33,038.91*	\$2,031.840	

Based on observed means.

4-9 تحليل التغاير ANCOVA) nalysis of Covariance

^{*.} The mean difference is significant at the .05 level.

مسئال: تم اختسيار 9 مفحوصيين عشوائياً و توزيعهم على 3 بحموعات درست كل محموعة منهم بإحدي طرق التدريس الرياضيات وتم قياس الاستعداد الرياضي والتحصيل حيث تم قياس الاستعداد الرياضي أو القدرة الرياضية قبل التجرية وقياس التحصيل بعد التجريب.

مجموعة 1		مجموعة 2		مجموعة 3	
استعداد	تحصيل	استعداد	تحصيل	استعداد	تحصيل
Apt	Ach	Apt	Ach	Apt	Ach
8	6	7	8	9	12
4	3	5	7	10	12
6	4	8	10	7	10

ونلاحظ أن البيانات يجب إدخالها بالترتيب التالي ببرنامج SPSS

الطريقة Method	Aptاستعداد	Achتحصيل
1	8	6
1	4	3
1	6	4
2	7	8
2	5	7
2	8	10
3	9	12
3	10	12
3	7	10

الآن لدينا ثلاثة متغيرات وهي:

●المتغير المستقل: طريقة بثلاث مستويات أو ثلاثة مجموعات مستقلة.

• متغير التغاير: الحتبار القدرة الرياضية.

●المتغير التابع: احتبار التحصيل في الرياضيات

والواقع أن اختبار انكوفا يحاول حذف أثر المتغير المصاحب من المتغير التابع – التحصيل ومــن ثم نــستخدم اختبار – ف F على المتوسطات المعدلة للاختبار التحصيلي لتبين الفروق بيـنها، وفي حــال وجود أكثر من طريقتين أو عينتين يجب استخدام اختبارات المقارنة البعدية

وبرنامج SPSS لديه LSD و ت- بونفروني وSidak المعدل لتحسس موضع الفروق ، ولكن يفضل اختبار بونفروني و Sidak لأنهما يعتمدان على المتوسطات المعدلة.

شكل البيانات بمحرر SPSS

	method	apt	ach
1. 1. 1	1.00	8.00	6.00
2	1.00	4.00	3.00
3	1.00	6.00	4.00
4	2.00	7.00	8.00
5	2.00	5.00	7.00
5 , 6	2.00	8.00	10.00
	3.00	9.00	12.00
8	3.00	10.00	12.00
9	3.00	7.00	10.00

التحقق من فرضية تساوي ميل الانحدار:

حتى نطبق تحليل التغير يجب أن تكون العلاقة بين متغير التغاير والمتغير التابع خطية وعدم وجود تفاعل بين متغير التغاير و المعالجات

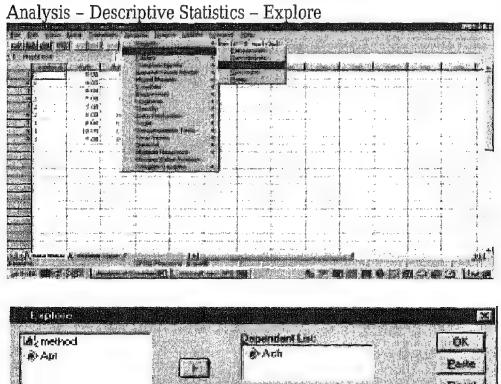
هل توجد علاقة خطية قوية بين متغير التغاير و المتغير التابع ؟هل ميل الخطوط لكل من مستغير التغاير – الاستعداد – ومتغير التحصيل في المجموعات الثلاث متساوي ؟ (هل التفاعل بين الطرق الثلاث و الاستعداد دال إحصائيا؟

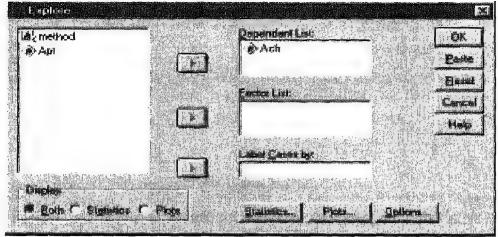
الخطية: نظراً لأن اختبار أنكوفا عبارة عن نموذج خطي عام مع انحدار متعدد، فيفترض أن متغير التغاير يرتبط خطياً مع المتغير التابع، وفي مثالنا يجب أن يكون الارتباط خطي بين كل من الاستعداد الرياضي والتحصيل في الرياضيات، وفي برنامج SPSS يجب أن نرسم أو نحدد الانحدار الخطي لكل المجموعات بين المتغيرين ثم نحسب مربع معامل الارتباط ونقارن بين الميل في كل مجموعة...

ك تجانس التباين: يجب أن يكون التباين متحانساً لكل المجموعات بين المتغيرين وهو نفـس شرط اختبار أنوفا مع ملاحظة شرط الاعتدالية أيضاً ، وشرط الاعتدالية شرط رياضي مهـم ، وقد اقترح بعض الباحثين أن هذا الشرط يمكن التغاضى عنه في حال العينات التي تزيد

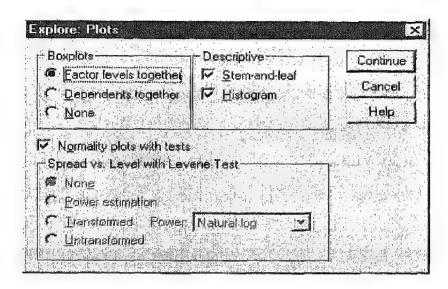
270

عــن 30 وفي مثالنا العينة 3 ولكن فؤاد أبوحطب نقلا عن باحثين أخرين ذكر بتقليص العدد لــ 15 علي أساس أن الفروق تكون ضئيلة ، ولكن برنامج مثل sigmaStat يقوم بإجراء هذه العملية في كــل مرة وللأسف برنامج SPSS يترك ذلك لخبرة مشغل البرنامج الذي عليه ان يستحقق مــن شرطي التجانس وشرط الاعتدالية بنفسه باستخدام اختبار ليفين لتجانس التباين واختبار لليفورأو اختبار لاكلمجروف - سميرانوف - Kolmogorov واختبار لليفورأو اختبار كالمجروف الخطوات التالية :





انقر الزر Plots تحصل على النافذة التالية:



علم خانمة Continue وانقر الزر Normality plots with tests تظهر النافذة التي تسبقها ثم انقر موافق .

Tests of Normality

Shapiro-Wilk			Kolmogorov-Smirnov(a)			
Sig.	Df	Statistic	Sig.	df	Statistic	
.537	9	.936	.200(*)	9	.174	Ach

* This is a lower bound of the true significance.

a Lilliefors Significance Correction

ويخــشي بعض الباحثين عدم تحقق شرط الاعتدالية والحل ببساطة هو اللحوء للإحصاء الابارامترك.

\$ تجانس الانحدار : نفترض أنكوفا تجانس الانحدار وبعض البرامج تحسبه بشكل مستقل ولكن يستدل عليه في برنامج SPSS بحساب دلالة التفاعل بين المتغيرين من خلال حساب جدول أنكوفا مع حساب التفاعل.

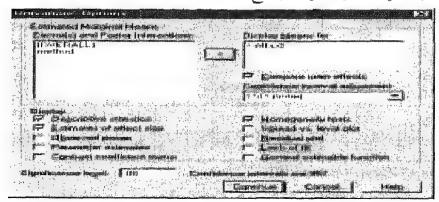
حساب تجانس الانحدار مع باستخدام برنامج SPSS

- Analysis General Linear Model Univariate.
 - . Independent variable وضعه في مربع المتغير التابع ach وضعه في مربع المتغير التابع
 - ■اختر method وضعها في مربع العامل الثابت)Fixed Factor
 - ■اختر المتغير apt وضعه في مربع متغير التغاير apt

1. اختر

اختر المتغير method انقله في مربع العرض Display mean box وعلم باقي المربعات كما بالشكل التالي:

نافذة الخيارات في اختبار أنكوفا ببرنامج SPSS



3- انقر الزر Model وانقر الخيار Custom

انقــل متغير التغاير apt و الطريقة method وعلمها معا ونقلهما للمربع الأيسر كما

بالشكل التالي:

Full lactors actors & Course	Hites		Carros
scious & Could's resire of [eq. [1]		Service (Service at Service Service and Adoption Systems and Adoption Service and Adoption Se	is in the lighter
	Build Turnial		-D-W-O-MARK
		54	
	innation T	Programme Community	
		Grand Control of Contr	H. 1
	and the second second		
		Services of the second of the	4.74

المخرجات:

Descriptive Statistics

Dependent Variable ACH

METHOD	Mean	Slø Devialien	N
1.00	4.3333	1.5275	3
2.00	8.3333	1.5275	3
300	11.3333	1.1547	3
Total	8.0000	3.27:97	9

حساب التفاعل

METHOD*APT.

Tests of Detwees-Sthjects Effects

Dependent Variable: ACH

Écurca	Type III Sum cf Squares	ri)	Mean Square	F	D D	Ela Squared
Conediat Motel	\$4.905*	ij	16.981	46513	.005	397
intercept	1.629	1	1.629	4 461	.125	498
HETHOD	1.416	2	.708	1930	.289	564
APT	10.343	1	10343	28 337	.013	804
WETHOD TAPT	.129	2	6.456E-02	177	.846,	.105
Embr	1.095	3	385		Q	
Total	682,000	ģ				
Comprise Total	96.DC0					

is R Squared = \$97 (Adjusted R Squared = \$65)

$$Partial \, \eta_{\text{interaction}}^2 = \frac{Sumof \, Square_{\text{interaction}}}{Sumof \, Square_{\text{interaction}} + Sumof \, Square_{error}}$$

الاستخلاص:

The interaction is not significant, F(2,3) = .177, p = .846, partial eta square = .105.

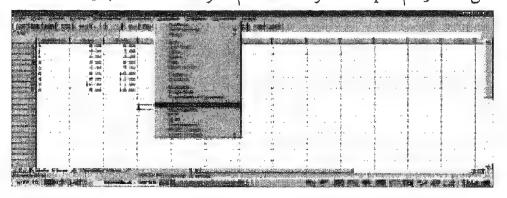
الـــتفاعل ليس دال إحصائيا مما يشير لتحقق شرط تجانس الإنحدار وبذلك يتحقق أحد شروط تحليل التغاير

وبعض البرامج الأخري غير برنامج SPSS تخرج حدول مستقل لتجانس الانحدار كما يلي :

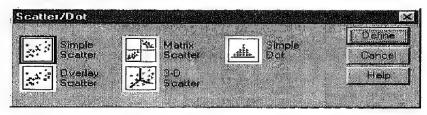
اختبار تحانس الانحدار

SS	df	MS	F	P
0.13	2	0.06	0.18	0.843671
1.1	3	0.37		
1.22	5			
	0.13	0.13 2	0.13 2 0.06	0.13 2 0.06 0.18 1.1 3 0.37

وهذا الجدول لا يظهر في برنامج SPSS وعدم دللالة قيمة F تعني تجانس الإنحدار ختبار شرط العلاقة الخطية بين المتغير التابع - التحصل - ومتغير التغاير الاستعداد من قائمة رسم Graph اختر Scatter ثم اختر النمط النشط البسيط

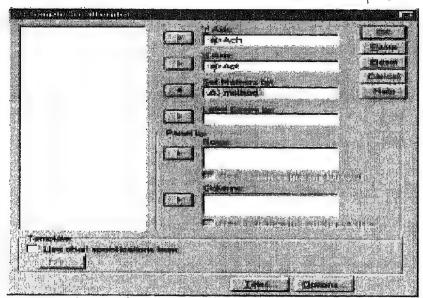


اختيار التشتت البسيط



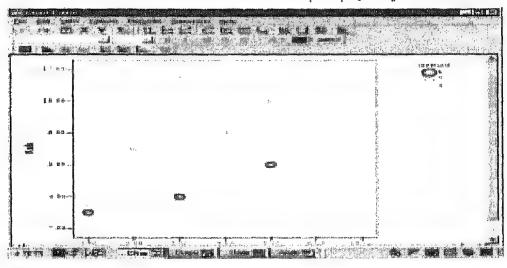
انقر الزر Define وانقل المتغير Ach لمربع محور Y ثم ضع المتغير Apt في مربع محور X وانقل متغير العامل method لمربع Set Markers by كما بالشكل التالي :

نافذة اعدادات رسم الانحدار البسيط

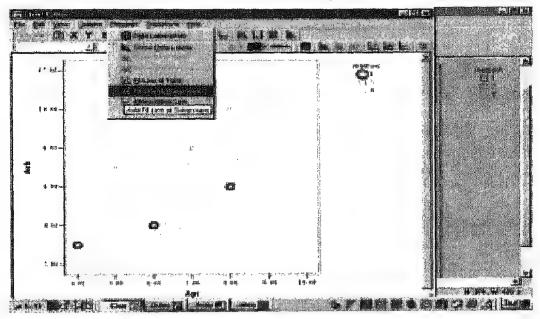


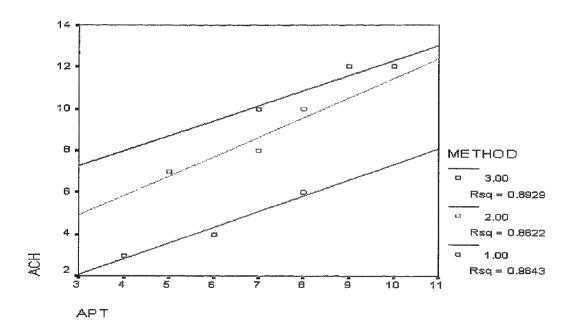
عدل المخطط للحصول على خطوط الانحدار بنقر الرسم نقرأ مزدوجاً

انقر دائرة الطريقة الأولي ومن ثم تعلم نقاطها



من قائمة elements اختر





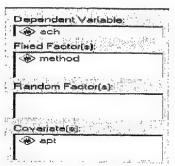
ومن الرسم يتضح أن متغير التغاير-الاستعداد الرياضي - يرتبط بعلاقة خطية مع المتغير الستابع - التحصيل في الرياضيات - في الطرق الثلاث المستخدمة في التدريس ومن ثم يتحقق شرط تساوي الميل The assumption of equal slopes ومن ثم ندري اختبار تحليل التغاير انكوفا باتجاه واحد .

وهذا واضح من شبه التوازي في الطرق الثلاث و مربع معامل الارتباط مرتفع والمتقارب في القيمة

تطبيق اختبار أنكوفا

الفروق في التحصيل لا ترجع فقط للفروق عبر طرق التدريس الثلاث ولكن أيضا لللفروق الابتدائية في الاستعداد ولكي نعزل أثر الاستعداد كما نراها في التطبيق القبلي لاختبار الاستعداد الرياضيي ومن ثم نستخدم اختبار أنكوفا الذي سوف نناقشه فيما يلي من خلال المثال ولكن أو التنويه إلي أن الخطوات السابقة ضرورية ويجب التوقف عن استخدام اختبار أنكوفا لدي عدم تحقق تلك الشروط وخاصة شرطي تجانس الانحدار وشرط الخطية الذي يشير بسساطة لارتباط تنبؤي بين متغير التغاير والمتغير التابع وسوف نفترض انك أجريت تلك الاختبارات التحققية:

اختر Analyze \ General Linear Model \ Univariate وضع المتغيرات كما سبق ويوضحها الشكل التالي



اختر Model وعلم الزر Full factorial كما باشكل التالي :

		1	_
Univariate: Model			
Specify Model			
9 Full factorial C Custom	.: **		
Fastors & Covariates: Model:			

انقر الزر Ok

المتوسطات المعدلة

Estimated Marginal Means

METHOD

Dependent Variable: ACH

			95% Confidence Interval		
METHOD	Mean	Std. Error	Lower Bound	Upper Bound	
1.00	5.209ª	.315	4.400	6.018	
2.00	8.684ª	.291	7.937	9.431	
3.00	10.107ª	.340	9.232	10.982	

a.

Evaluated at covariates appeared in the model: APT = 7.1111.

الآن يجــب أن نختبر الفروق بين المتوسطات لنحسب الفرق بين الطرق الثلاث بعد عزل أثر الاستعداد الرياضي

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: ACH

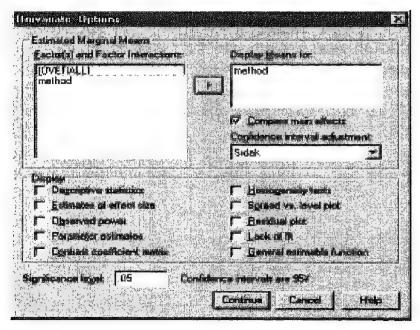
Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Eta Squared
Corrected Model	84.776ª	3	28.259	115.401	.000	.986
Intercept	1.891	1	1.891	7.723	.039	.607
APT	10.776	1	10.776	44.005	.001	.898
METHOD	26.587	2	13.294	54.288	.000	.956
Error	1.224	5	.245			
Total	662.000	9				
Corrected Total	86,000	8				

a. R Squared = .986 (Adjusted R Squared = .977)

من الجدول ننظر لقيمة F المقابلة للطرق المستخدمة Method بحد أن قيمة F من الجدول ننظر لقيمة F المقابلة للطرق المستخدمة المقابلة البعدية وهي دالية عند مستوي أقل من 0.001 وبالتالي يجب أن نستخدم اختبار للمقارنة البعدية ليتحديد أى الطرق تفرقت على الطريقتين الأخريتين ، كما نلاحظ أن حجم التأثير كبير 0.956

$$Partial \, \eta_{\text{method}}^2 = \frac{Sumof \, Square_{\text{method}}}{Sumof \, Square_{\text{method}} + Sumof \, Square_{\text{error}}}$$

ملحسوظة: لـن نتطرق لاستخدام الزر contrast للسهولة ولذلك من نافذة الخيارات السابقة



نتأكد من تعليم مربع الاختيار compare main effect وسوف نحصل علي نتائج من ضمنها الجدول التالي:

المقارنات البعدية باستحدام احتبار بونفروني

Pairwise Comparisons

Dependent Variable:	Ach
---------------------	-----

		Mean Difference			95% Confidence Interval fo Difference ^a	
(I) method	(J) method	(l-J)	Std. Error	Sig.ª	Lower Bound	Upper Bound
1	2	-3.474*	.412	.001	-4.929	-2.019
	3	-4.897*	.514	.001	-6.712	-3.083
2	1	3.474*	.412	.001	2.019	4.929
	3	-1.423	.469	.087	-3.080	.234
3	1	4.897*	.514	.001	3.083	6.712
	2	1.423	.469	.087	234	3.080

Based on estimated marginal means

- 1-1 لا توجد فروق دالة إحصائيا عند مستوي 0.01 بين الطريقة 2 والطريقة 3 لصالح الطريقة 2 ونلاحظ ظهور علامة * مع المتوسطين
- 0.01 عند مستوي 0.01 بين الطريقة 1 والطريقة 0.01 لصالح الطريقة 1 الطريقة 1
- 0.01 عند مستوي 0.01 بين الطريقة 1 والطريقة 2 لصالح الطريقة 1 الطريقة 1

ملحوظة: اختبار أنكوفا بديل لاختبار أنوفا في حالة عدم تكافؤ المجموعات.

^{*.} The mean difference is significant at the .05 level.

a. Adjustment for multiple comparisons: Bonferroni.

9-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

الفرضية:

هل تختلف متوسطات الشعب باختلاف طريقة التدريس عند مستوى معنوية 0.10 ؟ المتغيرات:

المتغير التابيع Dependent : العلامة

المتغير المستقل Independent : الشعبة Sectionn ولها اربع مستويات.

اذاً نستخدم تحليل التباين الاحادي One Way ANOVA

إدخال البيانات:

	sec	mark		sec	mark
1	1.00	5.00	21	3.00	7.00
2	1.00	6.00	22	3.00	5.00
3	1.00	3.00	23	3,00	6.00
4	1.00	2.00	24	3.00	8.00
5	1.00	4.00	25	3.00	5.00
6	1.00	10.00	26	3.00	10.00
7	1.00	7.00	27	3.00	7.00
8	1.00	3.00	.28	3.00	3.00
9	1.00	4.00	29	3.00	4.00
10	1.00	7.00	30	3.00	6.00
. 11	2.00	8.00	31	4.00	10.00
12	2.00	7.00	32	4.00	8.00
13	2.00	7.00	33	4.00	9.00
14	2.00	9.00	34	4.00	9.00
15	2.00	2.00	35	4.00	4.00
16	2.00	9.00	36	4.00	9.00
17	2.00	8.00	37	4.00	9.00
18	2.00	4.00	38	4.00	5.00
19	2.00	5.00	39	4.00	6.00
20	2.00	8.00	. 40	4.00	7.00

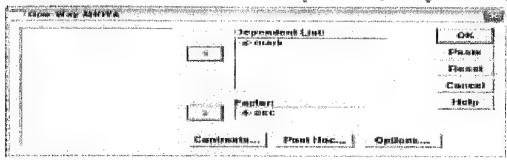
Leven's homogeneity of يسستخدم اختسبار لسيفين للستأكد من تماثل التباينات variances test

لإحراء تحليل التباين نتبع الخطوات التالية:

Analyze - Compare Means - One-Way ANOVA...

ضع المتغير Mark في نافذة المتغيرات التابعة : Mark

ضع المتغير العاملي sec في نافذة عاملي ضع المتغير العاملي



انقر مفتاح ... Options تظهر لك شاشة الحوار أدناه المحتر حساب الإحصاءات الوصفية Descriptive اختر حساب الإحصاءات المحموعات Homogeneity of variance test اختر فحص التماثل بين المجموعات One-Way ANOVA فتعود الى شاشة حوار Continue

▼ Descriptive ■ Fixed and random effects ▼ Homogeneity of variance test	Cancel
	And the state of t
v Flumbycheny bi valiance test :	Help
Brown-Forsythe	- The second section of the second se
Welch	
Means plot	
Missing Values	e Di la l'addicionari e di regere la comerça e la comerça de la la la la la la la la la la la la la
 Exclude cases analysis by analysis 	sis

انقر زر الاحتبارات البعدية Post Hoe...

ting Way AlbuVA: For	i flee: Rostyle Compa	r Herax	
Equal Variances /	CT SHK	on dilipapianamento indivinguania constituti piae Wallier-Dumron	G_08400 2 000 000 000 000 000 000 000 000 00
T Ekaptersont T Steek P Schoolie	7 Tukey Tukey's-b Duscan	Comment.	
TREGWE PHE-G-WG		The state of the s	Company of Suppose
Equal Variances I	ent Assumed Dunnell's T3	e e e e e e e e e e e e e e e e e e e	L & Demonstra C
Eigelfeance bryck	Selection of the second second	gi sanna rissan medit ustadas testa an cinciai	
	A second	Confinite (Confinite	Concer Help

من الاختبارات البعدية في حالة تساوي التباين اختر اختباري Scheffe و Dunnett's C من الاختبارات البعدية في حالة عدم تساوي التباين اختر اختباري One-Way ANOVA ثم انقر زر One-Way ANOVA ثم انقر زر على شاشة حوار One-Way Anova ثم انقر زر تنيجة تحليل التباين الأحادي كما هو مبين أدناه:

الإحصاءات الوصفية للمتغير التابع لكل فئة من فئات المتغير العاملي sec

Oneway	Descriptives
MARK	·

					95% Confidence Interval for Mean			
	N	Mean	Sitci. Detiliation	Std. Erior	Lower Bornd	Opper go and	Mirta un	Maxim un
1,00	10	5.1000	2,42441	.76667	3,3657	6,8343	2.60	10,00
2.00	10	6.7000	2.31181	.73106	5,0462	8,3538	2.00	9,00
3,00	10	6,1000	2.02485	.64031	4,6515	7.5485	3.00	10,00
4,00	10	7.6000	2.01108	.63596	6.1614	9,0386	4.00	00.01
Total	40	6,3750	2,30593	.36460	5,6375	7.1125	2,00	10.00

نتائج تحليل التباين الاحادي: الاحصاءات الوصفية للمتغير التابع لكل فئة من فئات المتغير العاملي مثل المتوسطات الحسابية Mean، الانحرافات المعيارية Std. Deviation، والخطأ المعياري Std. Error، وفترات المثقة Std. Error، وفترات المثقة Maximum واكبر قيمة Minimum واكبر قيمة من فئات المتغير التابع لكل فئة من فئات المتغير العاملي.

Test of Homogeneity of Variances

MARK

Leve ne Statkt b	citi	ch2	ទង្វ.
205	3	36	<i>5</i> 92

نـــتائج تحليل التباين الاحادي: احتبار ليفين لفحص تجانس التباين لفئات المتغير العاملي ينتج أن تباين المجموعات متساوية لأن قيمة مستوى الدلالة $\sin(0.892)$ وهي اكبر من مستوى الدلالة $(\alpha=0.05)$.

ANOVA

MARK

	Sim of Squares	ctf	Mean Square	F	sy.
Between Gloups	33.075	3	11.025	2.277	.095
Within Groups	174,300	36	4.842		
Total	207.375	39			

نتائج تحليل التباين الأحادي: فحص فرضية الدراسة.

عدم و جود فروق ذات دلالة احصائية على مستوى أقل من ($\alpha = 0.05$)، حيث كانت قيمة مستوى الدلالة Sig أقل من 0.05

الفصل التاسع: تحليل التباين

Post Hoc Tests اختبار الفروقات البعدية Multiple Comparisons

Dependent Variable: MARK

			11				
			Mean Difference			95% Confide	nce Interval
	(I) SEC	(J) SEC	(FJ)	Std. Error	Sig.	Lower Bound	Upper Bound
Tukey HSD	1.00	2,00	-1.6000	.98404	377	-4.2502	1.0502
		3.00	-1.0000	.98404	.741	-3,6502	1.6502
		4.00	-2.5000	.98404	070	-5,1502	.1502
	2.00	1.00	1.6000	.98404	377	-1.0502	4.2502
		3.00	.6000	.98404	928	-2.0502	3,2502
		4.00	9000	.98404	.797	-3,5502	1,7502
	3.00	1.00	1.0000	.98404	.741	-1.8502	3,6502
		2.00	6000	.98404	928	-3.2502	2.0502
		4.00	-1,5000	.98404	.434	4.1602	1.1502
)	4.00	1.00	2.5000	.98404	070	-,1502	6.1502
		2.00	9000	.98404	.797	-1.7502	3,5502
		3.00	1.5000	,98404	.434	-1.1502	4,1502
Scheffe	1.00	2.00	-1.6000	.98404	.460	-4.4856	1.2856
		3.00	-1.0000	.98404	.793	-3.8856	1.8858
		4.00	-2.5000	.98404	.111	-5.3856	,3856
)	2.00	1.00	1.6000	.98404	.460	-1.2856	4.4856
		3.00	0008	.98404	945	-2.2856	3,4856
		4.00	9000	,98404	.840	-3,7856	1.9856
	3.00	1.00	1.0000	.98404	.793	-1.8856	3.8856
		2.00	6000	.98404	945	-3.4856	2,2856
		4.00	-1.5000	.98404	.516	-4.3856	1,3856
	4.00	1.00	2.5000	.98404	,111	3856	5.3856
		2.00	9000	.98404	840	-1.9856	3,7856
		3.00	1.5000	.98404	.516	-1.3856	4.3856
Dunnett C	1.00	2.00 3.00	-1.6000 -1.0000	1.05936 .99889		-4.9071 -4.1193	1.7071 2.1183
	2,00	1.00	-2,6000 1,6000	1.06935		-5.6096 -1.7071	.0096 4.9071
		3.00 4.00	9008. 9009	.97193 .9 6 898		-2.4338 -3.9249	3.6336 2.1246
	3.00	1.00 2.00	1.0000 0000	.99889 .97183		-2.1193 -3.6338	4.1183 2.4338
	4.00	1.00	-1.5050 2.5000	.90247 .99010		-4.3173 6096	1.3173 5.6096
		2.00 3.00	.9000	.96896 		-2.1249 -1.3173	3.0240 4,3173

نـــتائج تحليل التباين الأحادي: اختبار Tukey واختبار Scheffe واختبار Dunnett C للفروقات البعدية.

ان الفرق بين متوسطات المجموعات 1،2،3،4 غير دال احصائياً، أي لا يوجد فروق ذات دلالة احصائية بين المجموعات الأربع.

Homogeneous Subsets

MARK

			Sibsetfor apla = .05
	SEC	N	1
Takey HSD"	1,00	10	5.1000
	3.00	10	6.1000
	2.00	10	6.7000
	4.000	10	7.6000
	Sy.		.070
Sickette	1.00	10	5.1000
	3.00	10	6.1000
	2,00	10	6.7000
	4,000	10	7.6000
	Sh.		.111

Means forgio ips in homogeneous subsets are displayed. a. Uses Halmonio Mean Sample Stat - 10,000.

نــتائج تحلــيل التــباين الأحادي: اختبار Scheffe واختبار Tukey للفروقات البعدية للمحموعات المتماثلة.

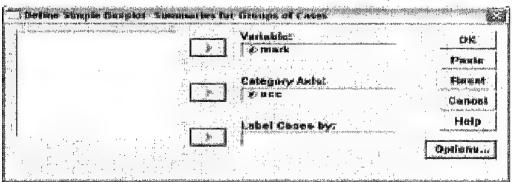
* استخدام الرسومات البيانية لتوضيح نتائج تحليل التباين الأحادي

Graph - Boxplot...

ان توزيع التغير يختلف من فئة الى اخرى

Boxplot		A STATE OF THE STA		Andrew III Mana	Social attachment	
	Simple			المستسمية الم	fine ncel	
中中 中中	Cluste	red			elp	İ
		Are				
		s for gr	oups of parate v			

انقر Simple ثم انقر زر Define تظهر الشاشة أدناه:



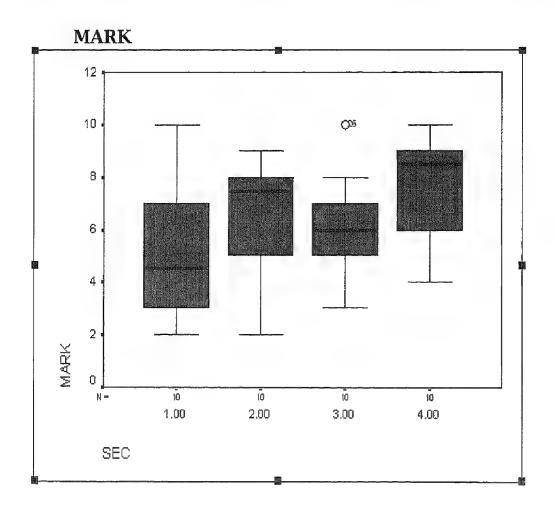
ضع المتغير mark في نافذة :Variable ، وضع المتغير sec في نافذة :wark في نافذة : ما انقر زر Ok ، تظهر لك شاشة المخرجات المبينة أدناه:

الفصل التاسع: تحليل التباين

SEC

Case Processing Stammaty

ſ				Cases				
			V.a	7	Miss	ierg	Tn	hi
1		8EC	N	Percera	N	Percerd	N	Percent
	展為同家	1.00	10	1000%	Ą	.0%	10	100.0%
		2.00	10	1000%	0	11%	10	100.0%
1		3.00	10	100.0%	Qi	.996	10	100.0%
	Contract the San Princeton of	400	10	100 0%	Ċ	.0%	10	100.0%



6-9 تماریـن Exercise

س1: اجب عن ما يلي:

- 1 لا يكون قيمة F مساوية للواحد الصحيح ، عندما لا يكون هناك أثراً للمعالحة -1
- ل وضح لحساذا نسستخدم اسلوب تحليل التباين الأحادي بدلاً من تكرار استخدام اختبار الاحتبار الفروق بين ثلاثة أوساط أو أكثر.
- 3 عليى افتراض ان رئيس جامعة مؤتة بصدد ترقية دكتور لدرجة أعلى، فما هو نوع الخطأ
 المتوقع الوقوع فيه إذا كان:
 - أ- الفرضية هي أن الدكتور يستحق الترقية، وتم قبول الفرضية الصفرية H0 خطئاً.
 - ب- الفرضية هي أن الدكتور يستحق الترقية، وتم رفض الفرضية الصفرية H0 خطئاً.
- ج- الفرضية هي أن الدكتور يستحق الترقية، وتم قبول الفرضية الصفرية H0 بشكل صحيح.
- د- الفرضية هي أن الدكتور يستحق الترقية، وتم رفض الفرضية الصفرية H0 بشكل صحيح.
- س2- الجـــدول التالي يمثل نتائج ثلاثة شعب مختلفة في مادة القياس والتقويم في جامعة مؤته تم
 تدريسهم من قبل ثلاثة اساتذة مختلفين.

لنفرض الاساتذة كالتالى: الاستاذ 1 ، 2 ، 3

الشعبة: 1 ، 2 ، 3

الاستاذ 3	الاستاذ 2	الاستاذ 1	رقم الطالب
الشعبه 3	الشعبه 2	الشعبه 1	رقم الطالب الشعبه
60	66	45	1
50	78	50	2
70	90	55	3
90	67	60	4
95	75	35	5
93	72	50	6
88	66	62	7
74	70	64	8
51	80	71	9
35	72	80	10

-1 هل هناك فروق معنوية بين متوسطات الشعب الثلاث، اوجد جدول تحليل التباين،

 $\alpha = 0.05$). اختبر الفروق بمستوى معنوية ($\alpha = 0.05$).

3- احتبر تجانس التباينات.

4- هل يوجد هناك استاذ مميز ام لا.

س3- في دراسة لمعرفة أثر المعاملات الهرمونية على إنتاج البيض أخذت عينة لأربعة معاملات هـرمونية تتمثل في 10 دجاجات لكل معاملة وتم تسجيل إنتاج البيض السنوي لكل دجاجة كما هو موضح بعد:

-240–230–290–280–270–250–260–230 : ($X_{\!\scriptscriptstyle 2}$) المعاملية الثانية $(X_{\!\scriptscriptstyle 2})$: $(X_{\!\scriptscriptstyle 2})$ يبضة.

 $-150-200-180-190-170-150-140-130:(X_3)$ المعاملية الثالثة $(X_3):(X_3):$ 180-180

-260–240–220–260–210–230–250–240 : (X_4) المعاملية الرابعة X_4 المعاملية الرابعة X_4 .

والمطلوب :

- 1- وضع النموذج الإحصائي والنظرية الفرضية.
- 2- تكوين جدول تحليل التباين (ANOVA) .
- 3- مقارنة متوسطات المعاملات الهرمونية الأربعة.
- س4- في تجربة لاستخدام أربعة أعلاف في تغذية أربعة مجموعات تتكون كل مجموعة من خمسة كتاكيت حيث كانت الزيادة في الوزن خلال فترة ما نتيجة هذه المعاملات كالتالي:

الزيادة اليومية في الوزن	العلف
52-21-42-49-55	1
63-98-30-112-61	2
92-95-81-97-42	3
154-85-169-137-169	4

والمطلوب:

- 1. وضع النموذج الإحصائي والنظرية الفرضية.
 - 2. تكوين حدول تحليل التباين ANOVA
- 3. اختبار معنوية الفروق بين متوسطات المعاملات.

س5: حربت 4 أنواع من هرمونات النمو على أربع مجموعات من الفئران (كل مجموعة مولودة في بطن واحدة) لمدة معينة وكانت الزيادة في الوزن بعد هذه المدة هي:

الزيادة في الوزن بالجرام	مونات: النمو
40-20-70	f
60-40-60	ب
50-40-80	جــ
20-40-30	-2

والمطلوب:

- 1- وضع النموذج الإحصائي والنظرية الفرضية.
- 2- تكوين جدول تحليل التباين (ANOVA) .
- 3- مقارنة متوسطات المعاملات الهرمونية الأربعة.

س6: اذا كان لديك العينات الثلاثة المبينة بالجدول ادناه:

الثالثة العينة	الثانية العينة	الأولى العينة
33 32 33.5	27 28 26.5	40 41 40.5
31.5 $X_3 = 32.5$ $S_3 = 0.91$	26.5 $X_2 = 27$ $S_2 = 0.71$	38.5 $X_1 = 40$ $S_1 = 1.08$

السؤال: هل في البيانات ما يكفي لوجود فرق بين المتوسطات؟ ولصالح أي المجموعات.

• 7. في دراســة لتأثير وجود الطلاب في الصفوف على تحصيلهم في مادة الإحصاء، قام أستاذ الإحــصاء بأخذ عينات عشوائية ومستقلة من ثلاثة صفوف (يقوم تدريسها) كل منها مكــون مــن خمسة طلاب وقام الأستاذ برصد درجاهم والجدول التالي يبينها. يمستوى معنوية α = 0.05 = اختبر ما إذا كان متوسط النتائج في اختبارات الأداء يختلف في تحصيل الطلاب.

الصف 3	الصف 2	الصف 1
66	96	58
65	87	62
88	66	77
92	55	90
60	78	80

- التباين. اختبر الفروق بمستوى معنوية بين متوسطات الصفوف الثلاث، اوجد جدول تحليل التباين. اختبر الفروق بمستوى معنوية ($\alpha = 0.05$).
 - 2- احتبر تجانس التباينات.
 - 3- هل يوجد هناك صف مميز ام لا.
- س8: اراد باحث ان يعرف الفعالية النسبية لأربع طرق في الدعاية والاعلان فاحتار 40 زبون ووزعهم عشوائياً في اربع مجموعات (10 في كل مجموعة). كان الاعلان بالطريقة الأولى عن طريق التلفزيون، والثانية عن طريق الراديو، والثالثة عن طريق الملصقات والرابعة عن

طــريق الصحف ومن ثم اخذت الاراء عن المادة موضوع الاعلان فكانت نتائجها كما يلى:

الصحف	الملصقات	الراديو	التلفزيون
66	33	55	76
88	52	76	68
63	53	59	80
61	25	86	44
53	77	53	35
51	44	42	90
45	39	51	66
46	49	73	87
70	53	45	56

افحــص فرضــية الــباحث حــول وجــود اختلافات بين الطرق الاربعة في الدعاية (α= 0.05)

9 قــسمت مدينة اربد الى اربعة مناطق وهي الحي الشرقي والغربي والشمالي والجنوبي، وتم اختــيار عيــنة عشوائية تتكون من 10 بيوت معروضة للاجار في كل منطقة، وكانت الاجــور المطلــوبة لكل بيت بالدينار الاردني كما هو مبين في الجدول ادناه، والمطلوب معرفة ان كان هناك فرقاً معنوياً في معدل اجرة البيوت بين المناطق الاربعة، عند مستوى (α = 0.05)

الحي الجنوبي	الحي الغربي	الحمي المشوقي	الحي الشمالي
100	45	80	50
90	50	85	55
120	70	90	60
130	63	95	70
150	82	100	52
160	50	105	62
140	55	110	45
125	60	120	66
140	65	120	60
160	70	100	70

س10: اكمـــل الجدول التالي الذي يمثل خلاصة نتائج تحليل التباين لتجربة ما أجريت بمدف مقارنة أربعة مستويات معالجةن علماً بأن عدد الأفراد في كل مستوى (10).

Source of Variance	Sum of Sequares (SS) بحموع	Degrees of freedom (DF) درجات الحرية	Mean. Sequares (MS)	F ف
مصدر التباين	المربعات		متوسط المربعات	
Between Groups بين المجموعات	SSB		MSB=SSB/C-1 15	
Within Groups ضمن المجموعات	SSW 108			
Total الكلي	SST			

س11: في تجربة قامت بما أحدى المؤسسات الصحية لمعرفة أن كان هناك فرق في درجة الثقة بالسنفس بين الأطفال المرضى والأطفال الأصحاء ، فأخذت عينة من الأطفال المرضى عصمها $n_1 = 18$ وعيسنة مسن الأطفال الأصحاء حجمها $n_2 = 18$ فكانت نتائج التجربة تشير إلى حصول النقاط التالية:

الانحراف المعياري	الوسط الحسابي	
3.9	23.5	الأطفال المرضى
3.1	27.8	الأطفال الأصحاء

والمطلوب أجراء الاختبار عند مستوى معنوية 0.01=0.0

س12) لمعرفة الثقل المحوري للشاحنات المارة على طريقين تم إنشاؤهما حديثا لأحدى البلديات والمصممة لنفس المواصفات أخذت عينة ستكون من 31 شاحنة من كل طريق واتضح بأن متوسط الحمولة لها والانحراف المعياري هي كالأتي:

الانحراف المعياري	الوسط الحسابي	
3.9	23.5	الطريق الأول
3.1	27.8	الطريق الثاني

فهـــل نــستدل على وجود فروقات في حمولة الشاحنات المارة على كلا الطريقين عند مستوى معنوية lpha=0.10

س13: معمل فيه خطين إنتاجيين لإنتاج نوعين من المصابيح الكهربائية أخذت عينة من الخط الأول حجمها (60) مصباح فكانت نسبة المصابيح الغير صالحة 12% بينما في العينة الثانية السيّ أخذت من الخط الثاني والتي كان حجمها (80) مصباح كانت نسبة المصابيح الغير صالحة 9%.

فإذا كان متوسط عمر المصابيح في عينة الأولى (900) ساعة والانحراف المعياري (20) وفي العينة الثانية كان المتوسط (970) ساعة والانحراف المعياري (17). والمطلوب أيجاد:

أ- تقدير الفترة للفرق بين متوسطي عمر المصابيح المنتحة في الخطين بمعامل ثقة (90%).

ب- تقدير الفترة للفرق بين نسبتي المصابيح الصالحة في خطين الإنتاجين.

14 الدرجة النهائية للطالب فلم الدرجة النهائية للطالب فلم الدرجة النهائية للطالب فلم المدارس هو 61 وبانحراف معياري مقداره 4.5 درجة . في حين أوضحت أمانة التربية المسؤوله عن هذه المدارس بأن المعدل النهائي يزيد على 62 وبانحراف معياري مقداره 5.1 والمطلوب اختبار مدى صحة ادعاء أمانة التربية عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$

س15: اختيرت عينتين من طلبة إحدى الجامعات ، الأولى تمثل الذكور والثاني إناث ، وطبقت عليهم إحدى أساليب التدريس الحديثة. وفي نهاية السن الدراسية كان عدد الناجحين لكل من العينتين هو كما يلى:

عدد الناجحين	حجم العينة	النوع
50	86	ذ کور
45	60	إناث

فه ل نستدل بأن هناك فرق بين الذكور والإناث في النتيجة النهائية عند مستوى منوية lpha = 0.01

16: في دراسة قامت بما إدارة التلفزيون لمعرفة إن كان برنامجها الترفيهي له نفس الأهمية لكافة الفئات العمرية ، فأخبرت عينة من المشاهدين ، وحصلت على النتائج المبينة في الحدول التالي . المطلوب اختبار أن كان هناك فروق بين الفئات العمرية اتجاه البرنامج المعنية عند مستوى معنوية 0.10 α

الرغبة	أقل من 18	18-39	40-59	60سنة فأكثر	المجموع
لا يرغب	32	18	17	11	78
يرغب	115	85	71	36	307
يرغب جدا	62	41	22	28	153
الجحموع	209	144	110	75	538

س17: للمقارنة بين عدد الكيلو مترات التي يمكن قطعها بالغالون الواحد لنوعين من البترين، تم الحتيار سياري صالون من نفس النوع والموديل، وتم تسيير كل منها عدة مرات فكانت النتيجة كالأتي:

ات المقطوعة	عدد الكيلو مترات المقطوعة								
للنوع الثاني من البترين	للنوع الأول من البنزين								
70	78								
81	80								
79	76								
72	81								
69	85								
75	78								
66	82								
70	83								
68	86								
75	90								

والمطلوب اختبار ان كان هناك فرق بين تباين المسافات المقطوعة لكل من نوعي البترين المستخدم عند مستوى معنوية α =0.05.

18 المعطيات الآتية تمثل طول شعرة القطن (ملم) لخمسة أصناف من القطن لعينة عشوائية حجمه 10 شعيرات من كل صنف . المطلوب اختبار الفرض القائل بأنه لا توجد فروق جوهرية بين هذه الأصناف الخمسة تحت مستوى معنوية $\alpha=0.01$.

مجموع		طول شعرة القطن (ملم)									الصنف
381	39	38	39	39	37	36	37	38	39	39	A
392	38	40	38	41	41	38	39	38	40	39	В
360	37	38	35	35	36	35	37	36	36	35	С
396	40	40	41	42	41	39	39	38	40	36	D
336	34	32	32	33	32	33	34	35	36	35	Е

س 19: اختبر فرضية $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3$ للمعطيات في الجدول الأتي :

المجموع		الصنف							
20		3 6 7 4							
36	4	4 5 6 6 8 7							
18				7	6	5	3		

0.00: استخدمت أربع طرق لأربع مجاميع من الطلبة لتعليمهم جدول الضرب، وكانت النتائج كما يلسي ، المطلوب اختبار فيما إذا كانت فروق جوهرية بين الطرق الأربع وعند المستوى معنوية 0.05.

المجموع		طريقة التعليم					
42	7	9	5	8	6	7	1
48	6	8	7	10	9	8	2
39	3	6	5	10	8	7	3
36	4	9	4	5	6	8	4

س21: المعطيات في الجدول الأتي تمثل عاملين هما ويضم أربعة أنواع من الأمراض ويضم أربعة مسن المستسشفيات والقسيم تمثل عدد الأيام الذي يستغرقه المريض للعلاج في المرض. المطلوب اختيار الفرضيات الآتية:

أ - هل هناك اختلاف في مدة العلاج بأختلاف المستشفى
 ب - هل ان نوع المرض له علاقة بفترة العلاج ؟
 ج - هل هناك تفاعل بين نوع المستشفى ونوع المرض ؟

المجموع	4	3	2	1	العامل B
					العامل
	82	24	25	20	
	13	28	30	25	1
534	62	24	29	22	1
	92	25	28	27	
	23	30	20	21	
	146	131	142	115	
	40	39	30	30	
	45	42	29	54]
765	50	36	31	30	2
	45	42	30	53	
	60	40	30	63	
	24	199	150	176	
	42	41	32	31	
	50	45	35	30	1
766	40	40	30	40	3
	55	40	34	35]
	45	35	30	30	
	232	201	137	166	
<u> </u>	29	24	33	20	
	30	25	25	21	
509	28	30	28	20	4
	27	26	30	20	
	30	23	31	19	
	144	128	137	100	
2574	762	659	596	557	الجموع الكلي

س22: أحريت تجربة لبيان تاثير اربعة انواع في الاغذية في زيادة وزن مجموعة من الابقار تنتمي للمشلاث سلالات مختلفة وتم اعطاء كل نوع في الابقار الاغذية الى خمسة ابقار في كل سلالة وكانت النتائج التالية التي تمثل مجموع الزيادة في وزن الابقار الخمسة لكل سلالة ولكل نوع من الغذاء والمطلوب:

- 1- تكوين جدول تحليل التباين
- 2- إجراء كافة الاختبارات المكنة عند مستوى معنوية 0.05
- 3- في حالة وجود تاثير معنوية لنوع الغذاء على زيادة الوزن حدد أي الانواع كانت
 السبب.

		السلالة			
المجموع	D	С	В	A	نوع
408	109	112	98	91	1
162	119	114	116	113	2
185	121	116	121	127	3
755	349	342	333	331	الجحموع

س23) في تجـربة طبية معينة اخذت مجاميع من المرضى واعطيت جرعات بمستويات مختلفة من السدواء معين وبعد فترة زمنية معينة تم حساب نسب الشفاء للمجاميع وكانت كما يلى:

المجموع		نسب الشفاء							
456	70	70	80	75	80	81	A		
412	70	69	65	68	70	70	В		
256			67	64	63	62	С		
262			63	65	66	68	D		

- 1- او جـــد جـــدول تحليل التباين للبيانات اعلاه واختبر فيما اذا كانت هناك فروق معنوية بين مستويات الجرعة عند مستوى معنوية (5%)
- 2- في حالة وجود فروق معنوية حدد ايا من مستويات الجرعة هي السبب في الفرق معنوي وعلق على النتيجة .

الفصل التاسع: تحليل التباين

24: تمرين (17.9): اكمل الجدول تحليل تباين التالي واكتب النموذج الملائم ثم اختبر الفرضية القائله بوجود تاثير مشترك للصفوف والاعمدة بمستويّ معنوية $\alpha=0.05$

F	متوسطات المربعا <i>ت</i>	مجموع المربعات	درجة الحرية	مصدر تباین
1.306		12.25		بين الاعمدة
53.52	167.25			بين الصفوف
			9	تفاعل
				الخطأ
		598	31	الكلي

الفَصْيِلُ الْغِاشِينَ

المقارنات المتعددة Multiple Comparisons

1-10 مقدمة

2-10 أنواع المقارنات المتعددة

1- المقارنات المخطط لها

أ- طريقة المقارنات المتعامدة Orthogonal

ب- طُریقة دن Dunn وتسمی ایضاً طریقة بنفوروني

Bonferroni

2- المقارنات غير المخطط لها

أ- طريقة شافيه Scheffe

ب- طريقة توكي Tukey

ج- طريقة نيومان كولز Newman Kuelz

3-10 تماریسن Exercise

الفَطْيِلُ الْعَاشِين

المقارنات المتعددة Multiple Comparisons

1-10 مقدمة

تعميم لاختبار ثلاث علي التباين Analysis of Variance: تعميم لاختبار ثلاث المناين التباين $\mu_1=\mu_2=\dots=\mu_2=\dots=\mu_1$ في آن واحد $\mu_1=\mu_2=\dots=\mu_2$ عينات أو أكثر، ويستخدم لمقارنة عدة متوسطات حسابية في آن واحد $\mu_1=\mu_2=\dots=\mu_2$ وهسو طسريقة ذكية لاختبار اختلاف أوساط أكثر من مجموعتين دفعة واحدة من خلال التباين.

المقارنات البعدية Post hoc Comparisons: وهي عبارة عن اختبارات تتبعية نحتاج اليها عندما يوجد أكثر من وسطين وهذه المتوسطات مختلفة من الناحية الإحصائية (أي رفضت الفرضية الصفرية).

نلجأ للمقارنات البعدية عند رفض فرضية صفرية تتضمن ثلاثة متوسطات أو أكثر.

2-10 أنواع المقارنات المتعددة

يمكن تصنيف المقارنات المتعددة إلى نوعين رئيسيين هما:

- المخطط له أو القبلي Planned or Apporiori ويتم الترتيب له بشكل مسبق قبل -1 إجراء اختبار F وان استخدامه لا يتطلب ان تكون F ذات دلالة إحصائية.
- F غـير المخطـط له أو البعدي Post hoc or Apostroriori يتطلب ان تكون −2 ذات دلالة احصائية قبل إجراءه.

1- المقارنات المخطط لها

وتستخدم بدون اجراء تحليل التباين للبيانات وهي تعتمد على اجراء اختبار T-test ومن هذه الطرق ما يلي:

أ- طريقة المقارنات المتعامدة Orthogonal

Analyze - Descriptive Statistics - Crosstabs من قائمة

		Case Proc	essing Sam	maty		
	·		Cas	es		
	Valld		Missing		Total	
	P4	Percent	N	Percent	N	Percent
MARK*SEC	中的	100.6%	O	.0%	40	10006%

			ARIK "SEC CI	i de establicación i	ù is		
,				9EC			
			1.00	2.00	3.00	4.00	Tetal
MARK	2.00	Count	1	1			ě
		% within MARK	50.0%	\$0.0%			100 0%
	3.00	Count	7		1		v.
		% within MARK	66.7%		¥3.3%		100.0%
	4,00	Count	2	1	1	it	i,
		% within MARK	40.9%	20.0%	20.0%	20.0%	100.0%
	500	Count	1	1	2	i i	
		% within MARK	20.0%	20.0%	40.0%	20.0%	100.0%
	6.00	Count	1		2	1	4
		% within MARK	25.0%		50.0%	25.0%	100.0%
	7.00	Count	1	1	7	1	7
		% within MARK	28.6%	29.6%	29.6%	14.3%	100.0%
	8.00	Cevant		3	ŧ.	Ę	
		% within Mark	ļ	60.0%	20.0%	20.0%	100.0%
	0.00	Count		2		4	E
		% within MARK		33.3%		66.7%	100.0%
	16.00	Ceanl	1		1	-11	3
		% within MARK	33.3%		33.3%	33.3%	100.0%
Total		Count	10	10	10	10	40
		% within MARK	25.0%	25.0%	25.0%	25.0%	100 0%

Cin-Squam-0 Tests						
	Value	ďľ	Asymp, Sig. (2-sided)			
Pearson Chi-Square	21.429*	24	.613			
Likelingod Ratio	28.693	24	.319			
Limear-by-Linear Association	4.477	19	.034			
N of Valid Cases	40					

 ³⁶ cells (100.0%) have expected countless than 5. The minimum expected countle.50.

بما ان قيمة مربع كاي = 21.429 وهذا يعني ان هناك علاقة قوية موجبة ولكن ليست ذات دلالة احصائية حيث ان مستوى المعنوية = 0.613

ب- طريقة دن Dunn وتسمى ايضاً طريقة بنفورويي Bonferroni

Oneway

ANOVA

MARK

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	33.075	3	11.025	2.277	.096
Within Groups	174.300	36	4.842		
Total	207.375	39			

Post Hoc Tests

Multiple Comparisons

Dependent Variable: MARK

Bomierrona

The second secon		Mean Dagerere			95% C cnfid	ence interval
⊕ SEC	W) SEC	(l-J)	Std. Error	Sig.	Lower Bound	Upper Bound
1.00	2.00	-1.6000	.98404	.676	-4.3474	7,7474
	3 00	-1.VÌ ĐÚ Ô	.GBAD4	1.000	-37474	1.7474
	4.00	-25000	98404	£ 90.	-5.7474	2474
2.00	1 00	16000	.98404	.878	∘1,14 <u>7</u> 4	43474
	3 00	.6000	.98404	1.000	-21474	3.9474
	4.00	9000	.98404	1 000	-3.6474	1,8474
3.00	1 00	10000	.98404	1.000	-1,7474	3.7474
	2.00	6000	98404	1.000	-3.3474	2.9474
	4.00	-15000	.98404	.817	-4 3474	1.2474
4.00	1.00	25000	.98404	.093	2474	52474
	2.00	คกกา	grada	1.000	-5 R474	3.6474
	3 00	1.5000	.98404	.017	-1,2474	4.2474

2- المقارنات غير المخطط لها

نعمل في البداية تحليل تباين، ثم نعمل مقارنات بعدية حسب القرار.

* الحصول على الفروق الحرجة:

هناك أكثر من آلية للحصول على الفروق الحرجة ولكننا سنهتم بثلاثة طرق وهي:

أ- طريقة شافيه Scheffe

ب- طريقة توكى Tukey

ج- طريقة نيومان كولز Newman Kuelz

أ- طريقة شافيه Scheffe

تــستخدم هذه الطريقة في إجراء جميع المقارنات بين الاوساط وهي مفضلة على الطرق الأخــرى عــندما تكون حجوم الخلايا غير متساوية وفي اجراء المقارنات المعقدة، وحتى تكون المقارنة ذات دلالة احصائية فإنما يجب أن تكون أكبر من المقدار CDS

(Critical Def. Scheffe) CDS الفرق الحرج عند شافيه هو

CDS = $\sqrt{(k-1)} \alpha F_{k-1,n-k} MSE (1/n_i + 1/n_j)$

F: القيمة الحرجة عند مستوى الدلالة المعني

K: عدد المجموعات

Error with in main sequare :MSE

الاخـــتلاف بين موقع وآخر فيما يتعلق بالفروق الحرجة يكمن فقط في اختلاف حجوم العينات، وفي حالة تساوي الحجوم للمجموعات المختلفة يكفي فرق حرج واحد.

CDS = $\sqrt{2(3.29)(1.83)(1/_{12} + 1/_{12})} = 1.42$

أي فرق يزيد عن هذه القيمة الحرجة يكون دال احصائياً.

هناك فرق بين X'_1 و X'_1 دال احصائياً وهو لصالح X'_1 لأنها أكبر.

هناك فرق بين X'_2 و X'_3 دال احصائياً وهو لصالح X'_2 لأنها أكبر.

الفرق بين 1'X و X'2 غير دال احصائياً.

طريقة شافيه غير حساسة للفروق (متشددة)، بمعنى لا تعتمد الفرق أن يكون فرق إلا إذا كسان ذا دلالسة قسوية، ولذلك نتوقع أن يكون الفرق الحرج عند شافيه أكثر منه في الطرق الأخرى.

ب- طريقة توكي Tukey أو المسماة (HSD) أو المسماة

يعطى الفرق الحرج في طريقة توكى Tukey حسب القانون التالى:

CDT = $\alpha q_{k,v} \sqrt{MSE (1/2n_i + 1/2n_j)}$

k: عدد المحموعات.

v: درجات الحرية للمقام.

CDT = $0.05 \ q_{3,33} \ \sqrt{1.83(1/_{24} + 1/_{24})} = 3.49 \ \sqrt{1.83(2/_{24})} = 1.36$ أي فرق أكثر من هذه القيمة الحرجة يكون دال احصائياً .

جميع الفروق دالة احصائياً.

ج- طريقة نيومان كولز Newman- Kuelz

وتفيد هذه الطريقة في المقارنات بين أزواج الأوساط فقط.

يعطى الفرق الحرج في طريقة نيومان كولز Newman Kuelz يعطى الفرق الحرج في طريقة نيومان كولز CDNs = α $q_{c,v}$ \sqrt{MSE} $(1/2n_i + 1/2n_j)$

2: عدد المتوسطات ضمن مدى موضع الاهتمام (المقارنة)

v: در جات الحرية للمقام.

 X_{2}^{1} - X_{3}^{1} , X_{1}^{1} - X_{2}^{1} ، X_{1}^{1} - X_{3}^{1} c=3 تکون X_{1}^{1} X_{2}^{1} X_{3}^{1}

ملاحظــة: في حالــة نيومان كولز نحتاج الى أكثر من فرق حرج حتى في حالة تساوي

الحجوم.

c=3 تکون $X_2' - X_3'$ ین

k = c لأن قيمة CDNs = CDT = 1.36 لأن قيمة

c=2 ین X^{\prime}_1 - X^{\prime}_2 وبین c=2 تکون X^{\prime}_1 - تکون

CDNs = $0.05 \text{ q}_{2,33} \sqrt{1.83 (1/_{24} + 1/_{24})} = 1.13$

جميع الفروق دالة احصائياً.

: تشتمل على 5 بحموعات كانت النتائج كما في الجدول التالي:	دراسة	في	مثال:
--	-------	----	-------

المجموعة	X'	S ²	N
G1	50	48	20
G2	52	50	25
G 3	55	51	25
G4	49	51	25
G5	44	50	25

- 1 هــل تــوجد فروق دالة احصائياً بين متوسطات المجموعات الخمس عند مستوى الدلالة الإحصائية $\alpha = 0.05$ ؟
 - 2- هل يلزم مقارنات بعدية ؟
- -3 إذا لزم استخدم طريقة توكي وطريقة شافيه وطريقة نيومان كولز لتحديد فيما إذا كسان الفرق بين متوسطات المجموعة الأولى والمجموعة الخامسة دال احصائياً عند مستوى الدلالة الاحصائية $\alpha = 0.05$ ؟
- 4- هــل تــوجد فروق دالة إحصائيا بين متوسطات المجموعات الخمس عند مستوى الدلالة الإحصائية $\alpha = 0.05$ ؟

المجموعة	X'	S ²	N	X' * n	SSB	SSW
G1	50	48	20	1000	0	912
G2	52	50	25	1300	100	1200
G 3	55	51	25	1375	625	1224
G4	49	51	25	1225	25	1224
G5	44	50	25	1100	900	1200
المجموع			120	6000	1650	5760
X'w	50	SSB	1650	, , , , , , , , , , , , , , , , , , , ,	SSW	5760

1- نجد الوسط الموزون

$$X' = (20*50)+(25*52)+(25*55)+(25*49)+(25*44) = 50$$

120

SSB =
$$20(50-50)^2+25(52-50)^2+25(55-50)^2+25(49-50)^2+25(44-50)^2$$

=1650

$$SSW = 19(48) + 24(50) + 24(51) + 24(51) + 24(50) = 5760$$

Source of Variance	Sum of Sequares (SS)	Degrees of freedom (DF)	Mean. Sequares (MS)	F
, delt to	بمحموع	درحات الحرية	متو سط المربعات	ن ا
مصدر التباين	المربعات		منوسط المربعات	
Between Groups بين المجموعات	1650	5 – 1 4	MSB=SSB/C-1 =1650/4 = 412.5	MSB/MS W 412.5/50. 09 8.24
Within Groups	SSW	N – C	MSW=SSW/N-C	
ضمن المحموعات	F. F. O.O.	=120-5 = 119	=5760/120-5 =	
	5760	115	50.09	
Total	SST	N - 1		
الكلي		=120-1 =119		
الحي	7410	119		

 $F_{0.05,4.115} = 2.45$ الحرجة F أبحد قيمة

يما أن قيمة F المحسوبة 8.24 أكبر من > قيمة F الحرجة 2.45 = F_{0.05,4,115} لذلك نرفض الفرضية الصفرية. أي أن هناك فروق بين متوسطات المجموعات.

2- هل يلزم مقارنات بعدية ؟

بما أن هناك فروق بين متوسطات الجموعات إذا يلزم مقارنات بعدية.

3 إذا لــزم استخدم طريقة توكي وطريقة شافيه وطريقة بيومان كولز لتحديد فيما إذا كان الفرق بين متوسطات المجموعة الأولى والمجموعة الخامسة دال احصائياً عند مستوى الدلالة $\alpha=0.05$ ؟

جدول الفروق بين المتوسطات

	X'5 = 44	$X'_{4=49}$	X'1 = 50	$X_{2=52}$	$\mathbf{X'}_{3=55}$
$X_{5=44}$	-	5	6	8	11
$X^{i}_{4=49}$		==	1	3	6
$X_{1=50}$			-	2	5
$\mathbf{X}^{i}_{2} = 52$				-	3
$\mathbf{X^i}_{3=55}$					-

1- طريقة شافيه Scheffe

CDS = $\sqrt{(k-1)} \alpha F_{k-1,n-k} MSE (1/n_i + 1/n_j)$

CDS = $\sqrt{(5-1)}$ (2.45) (50.09) (1/20 + 1/25) = 6.25

. كما أن 6 أقل من < 6.65 إذا الفرق بين 5'X - 1'X غير دال احصائيا.

2- طريقة توكى Tukey

CDT = $\alpha q_{k,v} \sqrt{MSE (1/2n_i + 1/2n_j)}$

CDT = $0.05 \ q_{5,115} \sqrt{50.09} \ (1/_{40} + 1/_{50})$

CDT = $3.92 \sqrt{50.09 (1/_{40} + 1/_{50})} = 5.92$

بما أن 6 أكبر من > 5.92 إذا الفرق بين 5'X - 1'X دال احصائياً.

3- طريقة نيومان كولز Newman Kuelz

CDNs = $\alpha q_{c,v} \sqrt{MSE (1/2n_i + 1/2n_j)}$

CDNs = $0.05 \text{ q}_{3.115} \sqrt{50.09(1/_{40} + 1/_{50})} = 3.36 (1.51) = 5.07$

بما أن 6 أكبر من > 5.07 إذا الفرق بين 5'X - 1'X دال احصائياً.

3-10 تماريسن Exercise.

س1: متى نلجاً إلى المقارنات البعدية؟

س2: اذكر انواع المقارنات البعدية.

س3: اشرح المقارنات المخطط لها

طريقة المقارنات المتعامدة Orthogonal

طريقة دن Dunn وتسمى ايضاً طريقة بنفوروين Bonferroni

س4: اشرح المقارنات غير المخطط لها

طريقة شافيه Scheffe

طريقة توكي Tukey

طريقة نيومان كولز Newman Kuelz

الفَصْيِلُ لَحِالَمْ يَعْضِيلُ الْعَالَى عَشِيلًا اللَّهُ عَلَيْهُ مِنْ عَشِيلًا اللَّهُ عَلَيْهُ مِنْ عَشِيلً

التحليل العاملي Factor Analysis

- 1-11 مقدمة
- 2-11 مفهوم التحليل العاملي
- 3-11 أهمية التحليل العاملي وميادينه
 - 4-11 أهداف التحليل العاملي
- 5-11 خطوات استخدام التحليل العاملي
- 6-11 تنفيذً التحليل العاملي من خلال برنامج SPSS
 - 7-11 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
 - 8-11 تماریسن Exercise

ٳڶڣ<u>ٙڟێؚڶٵڂ۪ٵۮٙؿۼۺٙۺ</u>ؙ

التحليل العاملي Factor Analysis

1-11 مقدمة 1-11

يعتمد التحليل الإحصائى بصفة عامة على نوع المشكلة محل القياس وخصائصها، ونوع البيانات سواء كانت إسمية أو ترتيبية، أو فترية أو نسبية، وأيضا على الأهداف المراد تحقيقها من الدراسة، وعلى ذلك فالتحليل الذي يستخدم لمشكلة معينة، قد لا يستخدم لمشكلة أخرى.

أصبح التحليل العاملي يحتل مكانة هامة في البحوث بمختلف انواعها، حيث ان هذه العلوم تخضع لكثير من المتغيرات المتداخلة، التي يكون بينها مجموعة من الارتباطات السلبية أو الايجابية.

والتحليل العاملي أسلوب احصائي يساعد الباحث في دراسة المتغيرات المختلفة بقصد ارجاعها الى اهم العوامل التي اثرت فيها ، فمن المعروف ان أي ظاهرة من الظواهر تنتج من عدة عوامل كثيرة ، وتعتبر الظاهرة محصلة لهذة العوامل جميعا (باهي وعبد الفتاح، 2006: 187).

أيضا فأن التحليل العاملي اسلوب احصائي يعمل على تجميع متغيرات ذات طبيعة واحدة في تركيبة متحانسة مرتبطة داخليا فيما بينها في تكوين يسمى عامل بحيث يرتبط كل متغير من هذه المتغيرات يتشبع على هذا العامل بقيم متفاوتة توضح الأهمية النسبية لكل متغير من هذه المتغيرات المرتبطة بالنسبة لهذا العامل (ابراهيم، متفاوتة توضح الأهمية النسبية لكل متغير من هذه المتغيرات المرتبطة بالنسبة لهذا العامل (ابراهيم، 1962: 2002).

ويسشير عبد الخالق (1987) ان هناك اتجاها آخر عكس هذا الرأي وهو ان التحليل العاملي يقترح فروضا، وكلما نجح في القيام هذه المهمة انتهت وظيفة الوصف ليصبح جزءا من النظرية السيكولوجية من حيث هو احصاء يختصر العلاقات بين مجموعة من المتغيرات ويقترح علاقات سببية لم يسبق اكتشافها.

وان توليد الفروض ليس حكرا على التحليل العاملي فهو يشبه في ذلك طريقة الملاحظة والعمل الاكلينيكي، الا ان الاخيرين يقلون عنه في درجة الدقة والصرامة وقد يسهل تكرون الفروض في مجال تتوفر فيه ملاحظات كثيرة، الا ان اسهامات التحليل العاملي تصبح مهمة جددا في المحالات الجديدة نسبيا، وذلك في الاسراع في تكوين فروض معقولة وقيمة واستبعاد الفروض الضعيفة، ويتصل هذا الهدف باثبات الفروض او رفضها وبخاصة الفروض المتعلقة بتركيب الشخصية وتنظيمها كفروض الانماط والسمات ، مما يصعب احباطه او دحضه بالطرق غير العاملية. وبين مستوى اقتراح الفروض والتحقق منها متينة .

ومن خلال ما سبق نجد ان العوامل تكون :

- مفاهيم احصائية بحتة.
 - مبادىء للتصنيف.
- وسيلة لاظهار العلاقات السببية (عبد الخالق ، 1987 : 101-100).

ويذكر ريتشارد وآخرون (1992) ان الغرض الجوهري من التحليل العاملي هو بقدر الامكان وصف علاقات التباين التلازمي بين العديد من المتغيرات بدلالة قليلة نسبيا مع متغيرات الحرى في مجموعات مختلفة، ويمكن تصور ان هذه المجموعة من المتغيرات تمثل بنية اساسية متفردة تسمى عامل. (Johnson, Richard A. & Wichern, Dean .1992: 296-297)

ويذكر جيلفورد (1961) انه اذا كان التحليل العاملي افضل اداة فعالة لاستخراج المعلمومات من البيانات فانة ينبغي ان نكون على علم بان التحليل العاملي ليس لة قوة سحرية تكشف عن تلك المعلومات التي تتضمنها البيانات المتجمعة ودائما ينبغي على كل من يحاول استخدامة الكشف عن معلومات سيكولوجية تتعلق بالتنظيم العقلي المعرفي أو بسمات الشخصية ان يبدأ بفروض واضحة قابلة للاختبار (231: Guilford, J.P., 1961)

ونظرا لـتعدد أهداف البحث وتعدد متغيراته الاجتماعية والاقتصادية، فإنه تم اختيار الاساليب الإحصائية التي تتفق مع طبيعة البيانات وتسمح بتحقيق الهدف الأول من البحث وهو تحديد الهيكل البنائي الاجتماعي والاقتصادي هي أساليب التحليل متعدد المتغيرات وهي أكثر الأساليب ملاءمة للمتغيرات والعلاقات المحددة لتكوين هذا الهيكل، أما أساليب التحليل التي تحقيق الهدف الثاني من البحث وهي إعادة توزيع عبء نظام التأمين الاجتماعي فهي النماذج

الرياضية المستخدمة في بحوث العمليات والتي تركز على إعادة توزيع الموارد وهي أكثر ملاءمة لتحقيق التوزيع الأمثل لهذا العبء.

التحليل العاملي هـو أسلوب إحصائي متعدد المتغيرات، يسعى إلى تحديد الأبعاد أو العـوامل الـي تساعد في وصف ظاهرة معقدة، عن طريق تحليل مصفوفة الارتباط (معاملات الارتباط البـسيطة) بـين المتغيرات المختلفة الداخلة في وصف الظاهرة، وصولاً إلى عوامل Factors عددة تكمن وراء طبيعة العلاقات الداخلية بين مجموعة المتغيرات في هذه الدراسة. وفي سـبيل ذلك يسعى التحليل العاملي إلى تقليل البيانات Data Reduction بتحديد عدد العوامل القليلة التي تفسر معظم التباين في عدد كبير من المتغيرات، فبدلاً من أن يكون لدينا (35) متغيراً مثلاً يختصر التحليل العاملي هذا العدد إلى (06) عوامل مثلاً. وعادة ما تكون البيانات هي قيم (درجات أفراد على متغيرات نفسية أو اجتماعية أو تربوية).

يظهر من هذا أننا نستطيع أن نستخدم هذا الأسلوب الإحصائي في تنظيم محال جديد يحتاج للتعسرف على خصائصه ومتغيراته، وهي حاجة يسعى إليها الباحث عندما يطرق بحالاً جديداً لا يعرف كل متغيراته أو مدى تعلق المتغيرات المختلفة بظواهره الرئيسية، والنتيجة المباشرة لهذه الخطوة الاستكشافية هي إعادة الدراسة والتناول للمتغيرات المهمة في المجال، وبناء الفروض المي تفسسر العلاقات بين هذه المتغيرات. وتستند فلسفة التحليل العاملي إلى تحليل الارتباطات بين المتغيرات، بغرض استخلاص أقل عدد ممكن من العوامل التي تعبر عن أكبر قدر مسن التباين بين المتغيرات، وبذلك يبدأ التحليل العاملي بحساب معاملات الارتباط البسيطة بين المستغيرات وتستحيلها في مصفوفة تصلح لهذا النوع من التحليل، ويكون الهدف هو توضيح وتفسير العلاقات بين تلك المتغيرات، وينتج عنها عدد قليل من المتغيرات الجديدة (المفترضة) تسمى بالعوامل التي تحتوي على كل المعلومات الأساسية. وينتهي التحليل بمصفوفة عوامل ما قبل التدوير ومصفوفة عوامل بعد التدوير، تلك العوامل التي أدت إلى ذلك الارتباط.

ويمكن القول بأن التحليل العاملي نشأ في كنف علم النفس، حيث البدايات الأولى على يسد الرواد الأوائل لعلم النفس من أمثال ثورنديك Thorndike وبيرسون Pearson وهوتلنج K.J. والمحلوب Galton وحالتون Galton وهولزنجر W.P Alexander وهولزنجر L.L. Thurston وثيرستون C. Burt وإلكسندر... Holzinger إلخ. ثم انتقل إلى التطبيقات العملية والعلمية في شتى فروع المعرفة (باهي، 2002).

ويسرجع الفسضل في ذلك إلى سبيرمان C. Spearman منذ عام 1863م، بأن طور أفكساره وأضاف أبعاداً جديدة للمفهوم في دراسته التي نشرها عام 1904م، حيث بين أن العامل هسو السبب في الارتباط الموجب بين أي ظاهرتين، وفي تطور لاحق أعلن سبيرمان أن العامل هسو السبب المباشر لوجود الارتباطات الموجبة القائمة بين أي عدد من المتغيرات أو المقايس. وفرق سبيرمان بين عاملين هما: العامل العام General Factor وهو العامل المشترك بسين جميع المتغيرات، والعامل الخاص Specific Factor وهو الذي يميز النواحي الخاصة التي ينفرد بما المتغيرات، والعامل الخاص ولأخرى ولذا فمعامل ارتباط أي عاملين خاصين يساوي السعفر. ولسذلك سميت نظرية سبيرمان العاملية بنظرية العاملين، وقد عدل بعض العلماء، مثل السعفر. ولسذلك شيت نظرية مناعات من العوامل التي توجد في طائفة من المتغيرات دون غيرهسا، وسماها بالعوامل الطائفية من المحكن في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية إلى ثلاثة تسطيف العوامل التي يتوصل إليها الباحثون في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية إلى ثلاثة تسطيف العوامل التي يتوصل إليها الباحثون في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية إلى ثلاثة تسطيف العوامل التي يتوصل إليها الباحثون في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية إلى ثلاثة تسطيف العوامل التي يتوصل إليها الباحثون في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية إلى ثلاثة تسطيف العوامل التي يتوصل إليها الباحثون في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية إلى ثلاثة المناء مي :

1- العامــل العام: هو العامل المشترك الذي يوجد في جميع المتغيرات) الاختبارات) التي تخــضع للتحليل العاملي، ويعبر عنه في هذه الحالة بالنمط العام، كما هو الحال في الذكاء العام على سبيل المثال.

2- العامل الطائفي: هو العامل الذي يوجد في بعض المتغيرات (الاختبارات) التي تخضع للتحليل، وليس فيها كلها، وهو يفسر ارتفاع قيم معاملات الارتباط بين الاختبارات التي تقيس السندكاء، ومن أمثلة العوامل الطائفية القدرات العقلية الموجودة في الذكاء على سبيل المثال، مثل القسدرة المكانسية أو القسدرة الاسستدلالية، والتي تتسم بألها عوامل ضيقة وغير قابلة لإعادة الاستخراج.

3- العامل الخاص أو النوعي: هو العامل الذي يختص بنوع واحد من أنواع السلوك الإنسساني، ويسوجد في متغير (احتبار) واحد فقط، أو عدة احتبارات تعكس جميعاً نفس المتغير المقساس، كاختبار الحساب، أو اختبار معاني الكلمات والتشابهات... إلى والتمييز بين العوامل الثلاثة (العام والطائفي والنوعي) ليس تمييزاً قاطعاً، إنما يتوقف على عدد المتغيرات (الاختبارات) الخاضعة للتحليل، ومسدى تباين أو تجانس استجابات أفراد العينة التي يجرى عليها التحليل العاملي، مدى تجانس أو تباين هذه العاملي، عدد أفراد العيسنة التي يجرى عليها التحليل العاملي، مدى تجانس أو تباين هذه الاختبارات في قياسها لما تقيس، حجم أو قيم معاملات الارتباطات البينية للاخبارات الخاضعة للتحليل العاملي.

بمعنى أن العامل الذي يظهر في مجموعة أقل عدداً من الاختبارات على أنه عامل عام، قد يظهـر كعامل طائفي في مجموعة أكبر عدداً من الاختبارات، خاصة إذا مالت مجموعة منها إلى التجانس (الزيات، 1995).

2-11 مفهوم التحليل العاملي Factor Analysis Concept

التحليل العاملي يستهدف تفسير معاملات الارتباطات الموجبة التي لها دلالة احصائية – بين مختلف المتغيرات، وبمعنى آخر فإن التحليل العاملي عملية رياضية تستهدف تبسيط الارتباطات بين مختلف المتغيرات الداخلة في التحليل وصولا إلى العوامل المشتركة التي تصف العلاقة بين هذه المتغيرات وتفسيرها. ويعد التحليل العاملي منهجاً إحصائياً لتحليل بيانات متعددة ارتبطت فيما بينها بدرجات مختلفة من الارتباط التلخصي في صورة تصنيفات مستقلة قائمة على أسس نوعية للتصنيف، ويتولى السباحث فحص هذه الأسس التصنيفية واستشفاف ما بينها من خصائص مشتركة وفقاً للاطار النظري والمنطق العلمي الذي بدأ به، حيث يبدأ التحليل العاملي ، بحساب الارتباطات بين عدد مسن المستغيرات مثل أ ، ب، حد ، د ، هد، و ، مثل الذكاء ، القلق ، الانطواء، التحصيل، والاكتباب مشلا، ونحصل على مصفوفة من الارتباطات بين هذه المتغيرات لدى عينة ما ، ثم نستقدم بعد ذلك لتحليل هذه المصفوفة الارتباطية تحليلا عاملياً لنصل إلى أقل عدد ممكن من الخاور أو العوامل تمكننا من التعبير عن أكبر قدر من التباين بين هذه المتغيرات ، ذلك أن توقفنا

عسند فحص هذه المصفوفة الارتباطية التي تتكون من عشرة معاملات ارتباط لا يؤدى إلى فهم كامل للمحسال المسشترك فيما بينها جميعا، حيث يبين كل معامل من معاملات الارتباط فى المصفوفة علاقة بسيطة بين متغيرين فقط من متغيراتها دون أن ينبئ بأهمية أو دور هذه العلاقة بين هذين المتغيرين ومتغير ثالث ، وعلى ذلك لا نستطيع عند هذا المستوى أن نصل لتقدير للعلاقة المستركة بين ثلاثة متغيرات معا أو بين متغيرات المصفوفة الخمس إذ أن حصولنا على معامل للارتباط بين أ ، ب قدره 0.7 ومعامل آخر بين ب ، حسقدره 0.7 أيضا لا يعنى بالضرورة أن الارتباط بين أ ، حسيساوى 0.7 كذلك فقد يكون ما هو مشترك بين أ ، ب غير ما هو مسترك بين أ ، جست ولا تصلح العلاقة الثنائية بين ب وأي من المتغيرين أ ، حساتقدير العلاقة بينهما في معاملات الارتباط البسيطة (فرج، 1991).

يهدف أسلوب التحليل العاملي إلى تلخيص المتغيرات المتعددة في عدد أقل تسمى (عوامل) بحيث يكون لكل عامل من هذه العوامل دالة تربطه ببعض (أو كل) هذه المتغيرات. ويمكسن من خلال هذه الدالة إعطاء تفسير لهذا العامل بحسب المتغيرات التي ترتبط معه بشكل قسوي. ولقد نشأ هذا الأسلوب أساساً من أجل تحليل التجارب والمقاييس النفسية بحيث يمكن إرجاع مجموعة معينة من الاختبارات إلى عامل الذكاء وأخرى إلى عامل الذاكرة وهكذا، وإن كان هذا لا يعني أن هذا الأسلوب لا يستخدم في مجالات أخرى. وترتكز فكرة التحليل العاملي علسى استخلاص مجموعة من العوامل مرتبطة بالمتغيرات الأصلية، بحيث تفسر هذه العوامل أكبر نسسة ممكنة من التباين في المتغيرات الأصلية. ويمكن استخدام التحليل العاملي لتحويل مجموعة مسرتبطة من المتغيرات إلى مجموعة أخرى مستقلة تربطها بالمجموعة الأولى علاقات خطية. وفي كل الأحوال تمثل العلاقة بين المتغيرات الأصلية والعوامل في شكل معادلات على النحو التالي:

 $F_1 = lpha_{11} X_1 + lpha_{12} X_2 + ... + lpha_{1n} X_n$ مثال على المعادلة فهي كالتالي :

$$F_{1} = \alpha_{11}X_{1} + \alpha_{12}X_{2} + ... + \alpha_{1n}X_{n}$$

$$F_{2} = \alpha_{21}X_{1} + \alpha_{21}X_{2} + ... + \alpha_{2n}X_{n}$$

$$F_{m} = \alpha_{m1}X_{1} + \alpha_{m2}X_{2} + ... + \alpha_{mn}X_{n}$$

11-3 أهمية التحليل العاملي وميادينه :

يمكن تطبيق أسلوب التحليل العاملي بنجاح في عدد كبير من الميادين العلمية، واختصار السوقت والجهد اللازمين للتحليل في العديد من الأبحاث، ويمكن إيجاز أهم هذه التطبيقات فيما يلي:

في مجال الإحصاء:

يُعـــتمد على التحليل العاملي في دراسة الارتباط والانحدار المتعدد بطريقة سريعة ودقيقة. فعلسى ســبيل المثال يستخدم التحليل العاملي لإثارة عدد من الفروض التي لها علاقة بالعوامل الــسببية، أو يــستخدم لفحص المتغيرات قبل استخدامها في تحليل آخر، مثلاً: يمكن استخدام التحلــيل العاملي للبحث عن العلاقات الخطية المتعددة بين المتغيرات Multiconltinerity قبل تطبيق الانحدار المتعدد وتحويلها إلى عوامل مستقلة عن بعضها.

في مجال العلوم النفسية والاجتماعية والتربوية:

كُثــر استخدام التحليل العاملي في هذا الجحال، وذلك في تحليل النشاط العقلي المعرفي إلى قدراتــه المختلفة وتحليل الاتجاهات والقيم الاجتماعية والميول المهنية.

في مجال بناء الاختبارات:

يع تمد بُناة الاختبارات الحديثة في دراسة مفردات الاختبارات على معرفة المكونات الرئي سية للظواهر التي تخضعها للقياس، ويُعد التحليل العاملي أدق وسيلة لمعرفة صدق هذه المكونات لقياس الظاهرة، وهو ما يسمى "بالصدق العاملي".

في مجال العلوم السياسية والتجارية:

حيث أن التحليل العاملي يقوم على الإيجاز الدقيق، فقد استخدم بنجاح كبير في دراسة الظواهر المعقدة التي تتأثر بعدد كبير من المؤثرات والعوامل المختلفة كالعلوم السياسية والإدارية، ودراسة العوامل المؤثرة في أسعار السلع والعملات وأجور العمال وما إلى ذلك.

مجالات أخرى كثيرة مثل مجال العلوم الطبية، ومجال العلوم الطبيعية:

يستخلص من ذلك أن التحليل العاملي ليس وقفاً على علم النفس أو التربية فقط، ولكنه أسلوب علمي إحصائي من أساليب الدراسة التحليلية التي تمدف إلى التقسيم والتبويب والتصنيف لجميع القوى والمؤثرات الفعالة في ظاهرة معينة (باهي 2002م، غنيم 2000، المالكي 2000).

4-11 أهداف التحليل العاملي :

كما أن الهدف الأساسي من التحليل العاملي هو وصف علاقات التغاير بين عدد كبير مسن المتغيرات بدلالة عدد قليل من المقادير غير المشاهدة التي تسمى العوامل، ويعتمد النموذج العاملي أساساً على الفكرة التالية: افتراض إمكانية تجميع المتغيرات بناءً على معاملات الارتباط بينها، وهذا يعني أن جميع المتغيرات الموجودة في مجموعة معينة مرتبطة مع بعضها ارتباطاً قوياً، ولكن ارتباطها بمتغيرات المجموعات الأخرى ارتباط ضعيف، ومن المكن أن نتصور هنا أن كل مجموعة مين المرتباط المشاهد بينها (باهي محموعة مين المرتباط المشاهد بينها (باهي 2002م، غنيم 2000، المالكي 2000).

ويسعى أسلوب التحليل العاملي إلى استخلاص العوامل من المتغيرات بحيث:

- 1. يكون العامل الأول هو أكثرها ارتباطًا بالمتغيرات أو أكثرها تفسيرا للتباين المشترك يليه العامل الثاني وهكذا.
 - 2. أن يكون في كل عامل عدد غير قليل من المعاملات الصفرية.
 - 3. أن يسهل تفسير هذه العوامل على ضوء علاقاتما بالمتغيرات.

من أهم أهداف العلم تنظيم الحقائق والمفهومات تنظيما بوضع ما بينها من علاقات، أو تقسيمها على أساس ما بينها من أوجه التشابه والاختلاف والتحليل العاملي وسيلة من وسائل التبسيط العلمي والتقسيم العلمي ويذكر "كاتل" (Cattell, 1952, 11) أن هدف المنهج العلمي اكتشاف الحقائق والعلاقة بين هذه الحقائق، ولأهداف عملية، واكتشاف القوانين التنبؤية، ويسضيف أن التحليل العاملي منهج كلي يهدف إلى اكتشاف العموميات الاساسية، الوظيفية والعضوية ، بدلا من أن ينوه البحث في عدد ضخم من المتغيرات التي تعد كالذرات، وبمعنى ولسذلك يقترح "كاتل "أن يسمى بالتركيب العاملي أو على الأقل بتركيب المتغيرات. وبمعنى أضيق يحدد "سولمون دياموند" (عبد الخالق ، 1994: 99). أهداف التحليل العاملي بأنه تكوين الفروض واختبارها ، وتحديد أصغر عدد من العوامل المحددة التي يمكن أن تفسر العلاقات السيق نلاحظها بين عدد كبير من الظواهر الواقعية وإلى أي مدى يؤثر كل من هذه العوامل في كسل مستغير ؟ أن أوضح وظيفة للتحليل العاملي تتمثل في خفض أو اختزال مكونات جداول الارتباطات إلى اقل عدد ممكن ليسهل تفسيرها .

لقد بين " أيزنك (Eyzanck, 1953) " أن للتحليل العاملي ثلاثة أهداف أساسية يروم تحقيقها، ويرتبط بهذه الأهداف ثلاث وجهات للنظر إلى طبيعة العوامل، وعدد كبير من طرق استخراج العوامل والتدوير ، وهي الأهداف ذاتها لأي فرع من فروع الاحصاء وهي:

- 1. الوصف.
- 2. البرهنة على الفروض.
- 3. اقتراح فروض من البيانات الأولية.

ومعظم علماء النفس يدركون هذه الاستخدامات الثلاثة للاحصاء، ولكن تظهر هذه المستخدامات الشكلة عسندما تنطبق هذه الاهداف على التحليل العاملي، ويناقش " أيزنك " استخدامات التحليل العاملي على هذه المستويات الثلاثة ، مع تعريف العامل في كل مستوى. فبالنسبة للهدف الأول فيان العامل احصاء مختصر يهدف إلى اقتصاد في الوصف، ويصف علاقات مستقيمة بين محموعة من المتغيرات ، ولا يتضمن العامل تحديدا لأي معني سيكولوجي أو أسباب، ولايقترح فروضا أو يثبتها ، وقد وحد بعض علماء النفس وجهة النظر هذه جدا جذابة.

ويعتقد آخرون في عكس هذا الرأى ، فيرون أن التحليل العاملي يقترح فروضا، وكلا نحت في هذه المهمة انتهت وظيفة الوصف ليصبح جزء من النظرية السيكولوجية من حيث هو

الاحصاء يختصر العلاقات بين مجموعة من المتغيرات، ويقترح علاقات سببية لم يسبق اكتشافها، وأن توليد الفروض ليس حكرا على التحليل العاملي، فهو يشبه في ذلك طرق الملاحظة والعمل الاكلينيكي ، الا أن الاخيرين يقلان عنه في درجة الدقة والصرامة. وقد يسهل تكوين الفروض في محسال تتوفر فيه ملاحظات كثيرة الا أن اسهام التحليل العاملي يصبح مهما جدا في المجالات الحديدة نسبيا، وذلك في الإسراع بتكوين فروض معقولة واستبعاد الفروض الضعيفة. ويتصل هسذا الهدف بإثبات الفروض أو دحضها وبخاصة الفروض المتعلقة بتركيب الشخصية وتنظيمها كفروض الانحساط والسمات، مما يصعب اثباته أو دحضه بالطرق غير العاملية. وبين مستوى اقتسراح الفروض والتحقق منها رابطة متينة ، وقد نجد النوعين من العوامل في دراسة واحدة. وحيث أن التحليل العاملي يهدف إلى تحقيق واحد أو أكثر من هذه الأهداف الهامة والجوهرية والسي تنسق مع أهداف العلم الأساسية ، فقد أصبح التحليل العاملي منهجا احصائيا له أساس منطقسي لا غنى عنه في عدد غير قليل من النظريات السيكولوجية وبالتحديد في مجال الشخصية التي تدعى عاملية (بدر الانصارى ،1997).

11-5 طرق التحليل العاملي :

تحدد الطريقة المستخدمة في التحليل العاملي كثيرا، فهناك الطريقة القطرية، والطريقة المكونات الطريقة المكونات الطركة المركزية بإستخدام متوسط الارتباطات، وطريقة المكونات الاساسية، ونوجزها فيما يلي:

Method:	Principal components	. 7
the control of the co	Principal components	
Hildlyse	Unweighted least squares	
← Correl	Generalized least squares	,
AND ADDRESS OF THE PARTY OF THE	maximum iikeiiiidad	
Covar	Principal axis factoring	4010
No. 10 April	Alpha factoring	

1- الطريقة القطرية : Diagonal Method و تعد الطريقة القطرية من الطرق المباشرة والسهلة في التحليل العاملي، ويمكن استخدامها إذا كان لدينا عدد قليل من المتغيرات و تؤدى إلى السيتخلاص أكبر عدد ممكن من العوامل و تتطلب هذه الطريقة معرفة سابقة و دقيقة بقيم شيوع

المستغيرات ، وبدون هذه المعرفة لايمكن استخدامها، وتستمد الطريقة القطرية اسمها من كونما تقسوم على اسستخدام القيم القطرية في المصفوفة الارتباطية مباشرة . وتبدأ الطريقة القطرية باسستخلاص هدفه القيمة بكاملها في العامل الأول، وبذلك يكون جذر هذه القيمة هو تشبع المتغير الأول على العامل الأول، ويطلق عليه اسم التشبع القطري وهكذا.

2- الطريقة المركزية " لشرستون " Centroid Method كانت الطريقة المركزية " لشرستون " أكثر طرق التحليل العاملي استخداما وشيوعا إلى عهد قريب نظرا لسهولة حسابها فضلا عن استخلاص عدد قليل من العوامل العامة . غير أن هذه الطريقة تفتقر إلى عدد من المزايا الهامة ، أهمها ألها لا تستخلص الا قدرا محدودا من التباين الارتباطي ، تتحدد قيم الشيوع في المصفوفة الإرتباطية وفق تقديرات غير دقيقة حيث تستخدم أقصى ارتباط بين المتغير وأى متغير في المصفوفة .

3- الطريقة المركزية باستخدام متوسط الارتباطات: Averoid Method لا تختلف هـنده الطريقة عن الطريقة المركزية المعتادة إلا في استخدامها تقدير الشيوع عبارة عن متوسط ارتباطات المستغير ببقيية المتغيرات في المصفوفة ثم حساب العوامل بعد وضع المتوسط الخاص بارتباطات كل متغير في خليته القطرية ولهذا السبب يطلق على هذا الاسلوب اسم الطريقة المركسزية بإستخدام المتوسطات. غير أن هذه الطريقة لا توفر نفس الدقة التي تجدها في الطريقة المركزية التامة ، إذ تؤدي إلى خفض محدود في نسبة التباين التي تعبر عنها العوامل الناتجة. غير أن هذه الطريقة تبدو مفيدة في حالة وجود عدد كبير من المتغيرات دون توفر وسائل آلية لاجراء العمليات الحسابية.

Principal Components Analysis أسلوب تحليل المركبات الأساسية -4 (P.C.A.)

طريقة المكونات الأساسية المكونات الأساسية: Principal Componants تعد طريقة المكونات الأساسية التي وضعها "هويتلنج Hottelling "عام 1933 من أكثر طرق التحليل العاملي دقة وشيوعاً في بحوث الشخصية ، ولهذه الطريقة مزايا عدة منها ألها تؤدي إلى تشبعات دقيقة. وكذلك " فإن كل عامل يستخرج أقصى كمية من التباين (أي أن مجموع مربعات تشبعات العامل تصل إلى أقصى درجة بالنسبة لكل عامل) ، وتؤدى إلى أقل قدر ممكن من البواقي، كما

أن المصفوفة الارتباطية تختزل إلى أقل عدد من العوامل المتعامدة (غير المرتبطة) ولم تلق طريقة المكونات الأساسية في البداية قبولا كبيرا بين الباحثين نظرا لحاجتها إلى وقت حسابات طويل لإتمامها وله الكونات الكبيرة ، ولكن بعد الإتمامها وله الكان من المستحيل استخدامها يدويا في حالة المصفوفات الكبيرة ، ولكن بعد الاعتماد على الآلات الحاسبة الالكترونية ذات السرعة الفائقة والدقة الشديدة وطاقة التحزين الكبيرة ، اصبحت هذه الطريقة الآن من بين أكثر الطرق شيوعا نظرا لدقة نتائجها بالمقارنة ببقية الطرق.

يع تمد اسلوب تحليل المركبات الأساسية (P.C.A.) بصفة اساسية على تفسير وتحليل محموعة التغايرات والتباينات بين البيانات من خلال مجموعة صغيرة من التوليفات الخطية في المستغيرات الأساسية. ومن ثم فإن الهدف الأساسي لهذا الأسلوب التحليلي هو تفسير البيانات ومعرفة مدى اختلافها وأسباب هذا الاختلاف، وكذلك التعامل مع البيانات بصورة مختصرة محمد فقد مدى اختلافها وأسباب هذا الاختلاف، وكذلك التعامل مع البيانات بصورة محمد مكن من العلاقات الخطية والتي تفسر في مجملها أكبر حزء ممكن من الاختلافات والتباينات بينها.

N محمم $\underline{X} = (X_{1j},, X_{pj}, j = 1,, N)$ بفرض أن لدينا أ من المتغيرات في الصورة التالية:

$$X = \begin{bmatrix} X_{11} & X_{12} & \cdots & X_{1N} \\ X_{21} & X_{21} & \cdots & X_{2N} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ X_{n1} & X_{n2} & \cdots & X_{pN} \end{bmatrix}$$

حــيث n>p وإذا كانت مصفوفة التباينات والتغايرات هي S ، فإن المشكلة تكمن في إيجاد العلاقات أو التوليفات الخطية S

Sturt, M., (1982), "A Geometric Approach to Principal Components Analysis". The American Statistician, 36, 365 - 367.

$$y_{1} = a_{11}X_{1} + a_{21}X_{2} + \dots + a_{p1}X_{p} = \underline{a}_{1}'\underline{X}$$

$$y_{2} = a_{21}X_{1} + a_{22}X_{2} + \dots + a_{p1}X_{p2} = \underline{a}_{2}'\underline{X}$$

$$M \quad M \quad M \quad M \quad M$$

$$y_{p} = a_{1p}X_{1} + a_{2p}X_{2} + \dots + a_{pp}X_{p} = \underline{a}_{p}'\underline{X}$$
(3-1)

حيث

$$cov(y_1, y_k) = a_1' \sum a_k$$
 1, $k = 1, 2, ..., p$ (3-3)

(Uncorrelated وتكون المركبات الأساسية هي تلك التوليفات الخطية غير المرتبطة y_1, y_2, \dots, y_p linear combination)

ومسن ثم يكون المركب الأساسى الأول هو التوليفة الخطية ذات أعلى تباين أى التوليفة $a_1' a_1 = 1$ بشرط ان $\operatorname{Var}(y_1) = a_1' \sum a_1$ بشرط ان العظمى للتباين المتباين هو التوليفة الخطية ذات أعلى التباينات المتبقية في ويكسون المسركب الأساسسى الثاني هو التوليفة الخطية ذات أعلى التباينات المتبقية في السانات، أي التوليفة الخطية التي تحقق القيمة العظمى للتباين.

$$\operatorname{var}(y_2) = a_2' \sum a_2 \tag{3-4}$$

$$a_2'a = 1$$

 $cov(a_1'X, a_2'X) = 0$

وهكـذا يكون المركب الأساسي رقم 1 هو التوليفة الخطية $a_1'X$ التي تحقق القيمة العظمى للتباينات المتبقية أى العلاقة الخطية $Y_1=a_1'X$ التي تحقق القيمة العظمى للتباين . var $(y_1)=a_1'\Sigma a_1$

تحت شروط

$$a'_1 a_1 = 1$$

 $cov(a'_1 X, a'_K X) = 0$ for $k < 1$

وهكذا حتى نحصل على عدد من التوليفات يستحوذ على أكبر قدر مكن من التبيانات.

ويمكن التوصل إلى هذه العلاقات باستخدام فكرة مضروب لاجرانج حيث أنه بالنسبة للمركب الاساسي الأول فإن:

$$\phi_{1} = \text{var}(y_{1}) - \lambda_{1}(a'_{1}a_{1} - 1)$$

$$= a'_{1} \sum a_{1} - \lambda_{1}(a'_{1}a_{1} - 1)$$
(3-6)

حــيث 1₁ هـــى مضروب لاحرانج للمركب الأساسى الأول . وبإحراء التفاضلات الجزئية فإن :

$$\frac{\partial \phi_1}{\partial a_1} = 2 \sum a_1 - 2 \lambda_1 a_1 = 0$$

$$\frac{\partial \phi_1}{\partial \lambda_1} = a \{ a_1 - 1 = 0 \}$$
(3-7)

ومن ثم يمكن التوصل إلى كل من الجذر الكامن الأول (eigenvalue) والمتحه الكامن الأول (eigenvector) والمتحه الكامن الأول (eigenvector) والنماظر للحذر l_1 .

أما بالنسبة للمركب الأساسى الثانى
$$y_2 = a_{2_1}^I X$$
 فإن $\phi_2 = \text{var}(y_2) - \lambda_2(a_2^I - 1) - \mu(a_2^I a_2)_1$

$$= a_2^I \sum a_2 - \lambda_2(a_2^I a_2 - 1) - \mu(a_2^I a_2)$$
(3-10)

حــيث 1⁄2 هو مضروب لاجرانج للمركب الأساسي الثاني وبإجراء التفاضلات الجزئية

فإن:

$$\frac{\partial \phi_2}{\partial a_2} = 2 \sum a_2 - 2 \lambda_2 a_2 - \mu a_1 = 0$$

$$\frac{\partial \phi_2}{\partial \lambda_2} = a_2' a_2 - 1 = 0$$

$$\frac{\partial \phi_2}{\partial \mu} = a_1' a_2 = 0$$
(3-11)

وللوصول إلى حل العلاقة (3-12) بشرط
$$a_1$$
 من a_2 = 0 , a_1' عن (3-12) عن $|S - I_2I| = 0$

ومن ثم يمكن التوصل إلى كل من الجذر الكامن الثاني (eigenvalue) والمتحه الكامن الثاني a_2 (eigenvector) والمناظر للجذر l_2 .

وهكذا يمكن الحصول على المركب الأساسى رقم 1 ، كما أن a هو المتجه الكامن المناظر له، ومن ثم يكون لدينا عدد من الجذور الكامنة بحيث أن :

$$l_2 \ge l_2 \ge l_3 \ge \ldots \ge l_p$$

ويناظر كل جذر منها متجه كامنا يمثل ثوابت العلاقة الخطية الجديدة، مع ملاحظة أنه على الرغم من أنه يكون لدينا عدد من التوليفات الخطية مساويا p ، فإن معظم التباينات والاختلافات بين البيانات والمشاهدات ترجع إلى عدد أقل من التوليفات وليكن p توليفة (p مركب اساسى) حيث أن معظم المعلومات يرجع تفسيرها إلى هذا العدد الصغير من المركبات، ومن ثم يمكن الاستعاضة عن p بمتغير بعدد p مركبة أساسية لتفسير الظاهرة محل الدراسة، وبالتالى يمكن التعامل مع مجموعة من المعلومات والبيانات حجمها p بدلا من p .

والجدير بالذكر أن من صفات أسلوب تحليل المركبات الاساسية صفة التغير والتنوع للعلاقات الخطية الناتجة إلا أنه يختص بخاصيتين وهما(1):

Jackson, J.E., (1980): Principal components and factor analysis: Part I - Principal Components", Journal of Quality Technology, 12, 201-213.

التحليل الإحصائي

(1)
$$|S| = |I|$$
 (3-15)

(2)
$$\operatorname{tr} S = \operatorname{tr} 1$$

حيث:

$${
m tr} \; S = s_{11} + s_{22} + + s_{pp}$$
 جموع التباينات ${
m tr} \; l = l_1 + l_2 + + l_p$ جموع الجذور الكامنة

أي أن مجموع التباينات تساوى مجموع الجذور الكامنة eigenvalues ، كما أن محدد مصفوفة التباينات تساوى محدد الجذور الكامنة.

وبالتالى يمكن قياس درجة الأهمية النسبية لكل من مركب اساسى لتفسير سلوك المتغيرات الأصلية في تشكيل الظاهرة باقل خطأ ممكن للمعلومات في النظام كالتالى:

$$RI_i = \frac{\lambda_i}{tr \Sigma} \tag{3-16}$$

حيث تمثل الأهمية النسبية هنا إجمالي التباينات بين المشاهدات المفسرة باستخدام المركبة الأساسية رقم I يلاحظ أنه في أغلب الأحيان أن حوالي من 80% إلى 90% من إجمالي التبايسنات لعسدد كبير من المتغيرات p يمكن رجوعه إلى المركبة الأساسية الأولى أو المركبتين الأساسيتين الأوليين أو المركبات الثلاث الأولى ، ومن ثم يمكن الاستعاضة عن العدد الأصلى p هذه المركبات الثلاث دون فقد يذكر للمعلومات المتاحة.

طريقة المكونات الاساسية Principal components

يسشير صفوت فرج (1980) ان طريق المكونات الاساسية ل هوتلنج من اكثر طرق التحليل العاملي دقة ومميزات، غير ان الكثيرين من الباحثين كانوا يحجمون عن استخدامها لما تتطلبة من احسراءات طويلة وعمليات حسابية متعددة الا انة ازاء التقدم العلمي الراهن في استخدام الحاسبات الالكترونية الحديثة والفائقة السرعة مثال في البحوث النفسية اصبح من غير

المستطاع مقاومة اغراء استخدام هذه الطرق الدقيقة SAS, SPSS ، وطريقة المكونات الاساسية لا تفترض تسلسل التباين النوعى في شكل عوامل نوعية ويدمج هذا التباين في هذة الطسريقة في التباين العام مكونا فعات تصنيفية كبرى تتضمن نسبة ضئيلة من هذا التباين النوعى لا تظهر واضحة في العوامل المبكرة الاستخلاص عامليا والتي تعد ذات اهمية كبيرة في هذا الاسلوب.

يــضاف الى ذلك ميزة رئيسية فى المكونات الاساسية هى ان كل عامل فيها يستخلص اقصى تباين ممكن ، بمعنى ان مجموع المربعات يصل الى اقصى حدودة فى كل عامل وعلى ذلك تتلخص المصفوفة الارتباطية فى اقلا عدد من العوامل المتعامدة.

وهذا معناة ان اسلوب المكونات الاساسية يتميز بقدرتة على الوصول الى حل يتفق مع محك أو في مربعات للمصفوفة الارتباطية وهو احد المحكات الرياضية التي تلاقى قبولا وضحا في بحال الاساليب التلخيصية للعلاقات بين المتغيرات تمتم بعملية شرح وتفسير بناء التباين (فرج، 1980). وطريقة المكونات الاساسية Principal components وبناء التباين التلازمي أو التغاير المزدوج Variance structure

من خالال الارتباطات الخطية القليلة Covariance structure بالمتغيرات الاصلية من خالال الارتباطات الخطية القليلة Data reduction المتغيرات الاصلية Linear combination: وموضوعاتة العامة هي Johenson, & Wichern , 1992 : 256) Interpretation)

1. التدوير المتعامد والمائل

هـناك نوعان من التدوير تبعا للزاوية التي تفصل بين المحاور المرجعية وهما المتعامد والمائل Orthogonal ، ففي التدوير المتعامد تدار العوامل معاً (اثنين منهما مثلا) مع الاحتفاظ بالتعامد و Orthogonal (90 درجة) اما التدوير المائل ففية تدار المحاور دون احتفاظ بالتعامد ، فتترك لتتخذ الميل الملائم لها .

وفي هذا الصدد يذكر محمود منسى (1993) ان جميع العوامل المستخلصة من التحليل العاملي المباشر ، تحتاج الى ابراز هويتها بطريقة اوضح لانة يصعب تفسيرها سيكولوجيا وحيث ان هدف تدوير المحاور (المتعامد والمائل على حد السواء) هو التوصل الى البناء البسيط الا ان

التدويــر المــتعامد يهــدف الى تحقيق هذا الهدف فى ضوء فكرة الاستقلال بين العوامل وعدم الارتباط (حتا 90= 0) (منسى ، 1993 : 70)

والعوامل المتعامدة غير مرتبطة معا ، اى ان معاملات الارتباط بينها تساوى الصفر ، اذ تصنف العوامل الاختبارات أو المتغيرات الى فئات غير مرتبطة ، وهكذا يصبح التقسيم حاد غير مستداخل ، امسا العوامل المائلة فهى بينها ارتباط اى الها عوامل متداخلة ويفضل بعض المحللين استخراج عوامل متعامدة غير مرتبطة في حين يهتم آخرون باستخلاص المائل ، ويهدف تدوير المحاور الى تحقيق ما يسمية ترستون البناء البسيط (عبد الحالق ، 1987 : 116).

بعض طرق التدوير المتعامد

- الكوارتيماكس
 - الباريماكس
 - الماكسبلان

بعض طرق التدوير المائل

- الكوارتيمن
 - الاوبلمن
- الكوفاريمين
- البروماكس

محكات التوقف عن استخلاص العوامل: (تدوير العوامل)

Tuker Phi ويعتمد على مبدأ السخدام معامل فاي ويعتمد على مبدأ السخدام معامل فاي ويعتمد على مبدأ السحة اذا لم يوجد نقص ذي دلالة في حجم قيم البواقي من مصفوفة الى اخرى تليها فان العامل السخي استخلص يكون ذا دلالة وما يتبقى ليس الا بواقي لا اهمية لها. ويلاحظ ان هذه الطريقة تسملح بالنسبة للطريقة المركزية لثيرستون ونعتمد صحة هذا المحك جزئيا على صحة اجراءات عكس الاشارات في المصفوفة كما ان عملية العكس تؤدي الى ارتفاع في القيم الايجابية مما يترتب عليه ان تتجاوز قيمة فاي قيمة ((i-1)/(i+1)).

2-قاعدة همفري: تعتمد هذه القاعدة على حجم العينة الاصلية التي حسبت الارتباطات بين متغيراتها وثانيا على فكرة ان تشبع متغيرين فقط دون المصفوفة كلها كافيين تماما لتقرير وجود عامل عام .

3- محك كومب: يطبق هذا المحك فقط على المصفوفات التي تحتوي على قيم موجبة او صفرية ويسمح بالقيم السالبة الصغيرة التي لا تختلف اختلافا واضحا عن الصفر وبذلك يعتمد هذا الاسلوب على نمط البواقي في المصفوفة اكثر من اعتماده على حجمها او دلالاتما حيث انه يفترض انه في حالة وجود عوامل ذات دلالة مرتفعة لم تستخلص بعد وليس مجرد تباين خطأ المصفوفة فعلينا ان لا نتوقع قيم سالبة اكثر في مصفوفة البواقي بعد العكس مما يتوقع بحكم الصدفة في مصفوفة ناتجة عن ارتباطات ايجابية .

4-عـك كايــزر: يعتمد هذا المحك على حجم التباين الذي يعبر عنه العامل ، وعلى ذلك فان هذا المحك يتطلب مراجعة الجذر الكامن للعوامل الناتجة ، وعلى ان تقبل العوامل التي يسزيد حـــذرها الكامن عن الواحد الصحيح ، وتعد عوامل عامة . وهو محك قد يكون صالحا ومناسبا لطريقة المكونات الاساسية لهوتلنج على وجه الخصوص . ويذكر عبد الخالق (1994) ان العــوامل الدالة في هذه الطريقة هي العوامل التي يساوي او يزيد جذرها الكامن على واحد صحيح أي ان التباين الذي يستوعبه كل عامل (مجموع مربعات التشبعات على كل عامل) \geq الميار تتطابق نتائجه مع معايير اخرى .

5- عسك كاتل: تؤدي خطوات استخلاص العوامل من المصفوفة الارتباطية الى انتاج العسوامل الاكثر عمومية اولا في كل الاساليب العاملية بلا استثناء ، ثم تبدا العوامل الخاصة او التسباين النوعي في الظهور. وفي طريقة كالمكونات الاساسية لاتفرق بين عوامل عامة واخرى غسير عامة يفترض ايضا ان حجم التباين النوعي الذي يتسرب الى العوامل الناتجة يتزايد في العسوامل الاخيرة ويبدأ في فرض صورة تقلل من اهمية المصفوفة العاملية ويتطلب الامر في هذه الحالة تحديد العدد الامثل من العوامل قبل ان تؤدي ظهور التباينات الخاصة الى احداث خلل في مصفوفة العوامل ويقترح كاتل هنا محكا بسيطا يطلق عليه اسم البقايا المبعثرة وذلك بان نقوم برسم محورين متعامدين ، افقي نضع عليه عدد العوامل في تحليلنا (الذي انتج فيه عددا كبيرا من

العسوامل) ويقسم المحسور الراسي وفقا لوحدات منتظمة معبرة عن الجذر الكامن المستخلص للعوامل المختلفة.

وسنلاحظ بعد اتمام رصد عواملنا وجذورها الكامنة ، ان حجم الجذر يتناقض بشكل كبير في العوامل الاولى الى ان يصل الى نقطة معينة هي غالبا حول جذر كامن واحد صحيح ثم يبدا حجم الجذر في التناقص بصورة ضئيلة بحيث يستوي فيها الخط البياني مع الخط الافقي .

وإذا افترضنا أن النقطة التي سنتوقف لديها في قبولنا للعوامل هي عند العامل الرابع على سبيل المثال فان الفرق لن يكون كبيرا في الواقع بين ما يقدمه محك كاتل وبين ما يقدمه محك كايزر الذي يتطلب التوقف عند العامل الثالث هذا على سبيل المثال.

وتتبقى لطريقة كايزر ميزتما في هذه الحالة في كونما لا تتطلب استخلاص عدد كبير من العسوامل ثم رصدها في الشكل البياني للتعرف على نقطة توقف التناقض واستواء الخط، حيث يمكسن حسساب الجذر الكامن لكل عامل بطريقة كايزر قبل استخلاص العامل التالي مما يوفر جهدا لا مبرر له (صفوت فرج، 1991: 246).

6-محك مويزز : يقوم هذا المحك على تفرطح التباين الكلي للعوامل المتتالية .

7- عمل برت وبانكز : ويمكن عن طريق هذا المحك تحديد العوامل ذات الدلالة المنخفضة عن طريق تحديد الخطأ المعياري للتشبع الصفري ، وبمقارنة عدد تشبعات العامل أو مضاعفات هذا العدد التي يزيد مقدارها عن الخطأ المعياري .

11-6 بعض مفاهيم التحليل العاملي:

1- درجة الشيوع Communality:

تعرف درجة شيوع المتغير بإسهامات هذا المتغير في جميع العوامل ويقاس بمجموع مربعات معاملات هذا المتغير في العوامل المختلفة، فمثلا تقاس درجة شيوع المتغير رقم (j) على النحو التالي:

$$C_{j} = \sum_{i=1}^{m} \alpha_{ij}^{2}$$

درجة التشبع Loading :

 α_{ii}

يعرف المعامل

بمعامل تحميل (أو تسشبع) المتغير i على المعامل j كما يعبر عن مدى ارتباط العامل بالمتغير. ويلاحظ أن مجموع مربعات درجات التشبع لكل عامل تسمى الجذر الكامن وتعبر عن أهمية هذا العامل في تفسير الاختلافات في المتغيرات، كما يعبر مجموع الجذور الكامنة عن التباين السني أمكسن تفسيره من خلال العوامل، وبنسبته إلى عدد المتغيرات نحصل على نسبة التباين العاملية هذه ؛ لأنه يتم تحويل المشاهدات إلى قيم معيارية ويكون تباين كل متغير الواحد الصحيح.

-2 معامل الارتباط كعلاقة بين الاختبار (1) والاختبار (2) يساوي

حاصل ضرب درجة تشبع الاختبار (1) بعامل معين (أ) × درجة تشبع الاختبار (2) بعامل معين (أ) .

 $_{1}^{2}$ $\dot{m} \times _{1}^{1}$ $\dot{m} = _{1.2}$ \dot{m}

وقياسا على ذلك فان معامل الارتباط بين الاختبار (1) ونفسه = (ش ا

:Variance التباين -3

يحسن الاعتماد في التحليل العاملي على الدرجات المعيارية Z- Score وهي تعني توحيد أساس الدرجات على المتغيرات المختلفة بحيث تصبح وحدة الدرجة الخاصة بالفرد على المتغير واحد صحيح أو درجة أي فرد عبارة عن نسبة من هذا الواحد الصحيح وهذا نلاحظ ان تباين المتغير الواحد في أي تحليل عاملي هو:

التباين الكلى = تباين العامل العام + تباين العامل النوعي + تباين الخطأ

حــيث أن: تباين المتغير العام هو: مربع تشبع المتغير أو مربع ارتباطه بالعامل وهو هنا تباين عام يشترك به المتغير مع تباينات لمتغيرات أخرى بما يؤدي إلى استخلاص عامل عام

تباين المتغير النوعي هو: مربع تشبع المتغير أو مربع ارتباطه بالعامل وهو قدر من التباين الذي يعبر به المتغير الواحد عن نوعية أدائه ويظهر على عامل دون أن يظهر معه تباين لمتغيرات أخرى .

تباين الخطأ هو : الجزء الذي لا يستخلص في شكل عوامل ويبقى في المصفوفة الارتباطية بعد استخلاص العوامل على شكل بقايا ويعود إلى عدد من الأسباب وهي:

- أ- أخطاء القياس: ويقصد بها استخدام الأدوات منخفضة الثبات أو استخدام مقاييس غير متحانسة البنود، أو تأثير بعض المتغيرات الأخرى فكل هذا يؤثر على نتائج التحليل العاملي.
 - بابحث .
 التجربة : والتي تتمثل في عدم الضبط الدقيق للمتغيرات بالبحث .
- جـــ أخطاء الدقة : والتي تتمثل في عدم إحكام جلسة الاختبار أو طريقة تقديم التعليم أو أسلوب تصحيح الاختبارات .

4- العلاقة بين الثبات والشيوع:

أن معامل الثبات يعبر عن الحجم الحقيقي لتباين المتغير أي بعد استبعاد تباين الخطأ وأننا ننظر إلى قيم الشيوع للمتغير في مصفوفة عاملية باعتبارها معامل ثبات لهذا المتغير حيث تمثل قيم الشيوع في هذه الحالة هذا التباين الحقيقي الذي استخلص معبرا عن تباينات مختلفة يشترك فيها المتغير مع غيره من المتغيرات طالما بقي تباين الخطأ في مصفوفة البواقي معبرا بدوره عن الجزء من المتغير الذي لا يشترك فيه الاختبار مع غيره من المتغيرات نتيجة لأخطاء القياس أو أخطاء التجريب.

5- الجذر الكامن: Eigen Value

يعسرف بحموع مربعات تشبعات كل المتغيرات على كل عامل على حدة من عوامل المصفوفة باسم الجذر الكامن للعامل وهو تعبير يستخدم في جبر المصفوفات ويلاحظ بالنسبة لأي مصفوفة عاملية أن الجذر الكامن يتناقض تدريجيا عن العامل الأخر، فالعوامل الأولى ذات حسنر كامن اكبر من العوامل المتأخرة الاستخلاص ، ذلك أن خطوات حساب العوامل تؤدي إلى استخلاص أقصى تباين مشترك بين المتغيرات في كل مرة على التوالي وبطرح مصفوفة الناتج من المصفوفة الارتباطية يتبقى حجم اصغر من التباين المشترك بين المتغيرات يستخلص في عامل من المصفوفة الارتباطية يتبقى حجم اصغر من التباين المشترك بين المتغيرات يستخلص في عامل حديد في جذر كامن اصغر من سابقه. وسيكون مجموع قيم الشيوع للمتغيرات يساوي تماما

بحمــوع الجذور الكامنة لعوامل المصفوفة ، بمعنى أخر أن مجموع مربعات الصفوف ((أي قيم الشيوع)) = بحموع مربعات الأعمدة ((أي الجذور الكامنة)).

ولما كان التباين الذي يساهم به متغير بقيمه المعيارية يساوي (1) فان أي مكون حذره الكامن اقل من واحد لا يكون له أي أهمية تذكر ، ومعنى ذلك أن المكونات أو العوامل التي تكون قيمة الجذر الكامن لكل منها واحد أو اكثر هي التي تعتمد وتعتبر ذات دلالة معنوية

-6 حجم التباين العاملي ونسبة التباين العاملي :

حجم التباين العاملي هو مجموع قيم الشيوع أو مجموع الجذور الكامنة ، أما نسبة التباين العاملي للمصفوفة عبارة عن :

والتباين الارتباطي يساوي عدد المتغيرات التي تدخل في التحليل العاملي والجذر الكامن يعكس مقدار التباين العام عن طريق العدد النسبي من العوامل.

7-11 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

اذا كـان لديـنا استبانة تتكون من 23 سؤالاً حول البرنامج الاحصائي SPSS وهي كالتالي:

معارض پشدة	معارض	غمايد	موافق	موافق بشدة	استبانة حول الاحصاء والبرنامج SPSS
e .					1. الاحصاء يجعلني أبكي.
ļ					2. يعتقدأصدقائي أنسني غسبي لأنني لم ابدأ بالتعامل مع البرنامج
					الإحصائي للعلوم الاحتماعية.
					3. الانحرافات المعيارية تثيرني.
					4. أحلم بأن بيرسون يهاجمني في معاملات الارتباط.
					5. انا لا أفهم الإحصاء.
					6. ليس لدي الكثير من الخبرة في الحاسوب.
					7. جميع الحواسيب تكن الكراهية لي.
					8. أنا لست حيداً في الرياضيات،

9. أصدقائي في الإحصاء أفضل مين.		
10. الكمبيوتر مفيدة فقط في اللعب.		
11. فعلت سيئا في الرياضيات في المدرسة.		
12. يحاول الناس القول بأن SPSS يجعل الاحصاءأيسر على الفهم		
ولكنه بالنسبة لي ليس كذلك.		
13. بــسبب اســتحدام الكمبيوتر إنني أخشى أن يسبب ضررا لا		
يمكن إصلاحه.		
14. الكمبيوتر يحتاج الى عقول وأنا اشعر بأني على غير ما يرام عند		
استخدامها.		
15. اشعر بأن الكمبيوتر يرفضني.		
16. أنا أبكي صراحة عند ذكر مقاييس النزعة المركزية.		
17. أنا تصيبني حالة غيبوبة كلما أرى المعادلات.		
18. تتحطم برامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية دائما عندما أحاول		
استخدامها.		
19. الحمسيع ينظــر لي عندما أقوم باستخدام البرنامج الإحصائي		
للعلوم الاجتماعية.		
20. لا يمكنني النوم عندما افكر في المتجهات الكامنة.		
21. انا اشعر بالسوء عندما افكر بالتوزيع الطبيعي.		A STATE OF THE STA
22. أصـــدقائي في البرنامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية على نحو		
أفضل مما أنا عليه.		
23. إذا كنت جيدا في الإحصاء فإن أصدقائي سوف يفكرون انني		
أنا الطالب الذي يذاكر كثيرا.		
and the second s	 	

1. توصيف المتغيرات:

	Naurin	Type	Width	Decimal	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1	c 01	Mumeric	1	0		(1, Strongl	9	8	Regist	Ordinal
2	q02	Numerac	1	Ō		(1, Strongl	9	8	Right	Ordinal
3	ф О З	Mumeric .	1	O		(1, Strong)	9	8	Paght	Ordinal
4	qQ4	Numeric	1	Û		(1, Strong)	9	8	Reght	Ordinal
6	φ <u>0</u> 5	Numeric	1	O		(1, Strongl	9	8	Regim	Ordinal
6	q06	Numeric	1	0		[1, Strongl	9	8	Right	Ordinal
7	1 -1	Numerac	1	0		(t, Strongt	9	8	Regin	Ordinal
A	q08	Numeric	1	0		(1, Strongl	9	8	Ryln	Ordinal
9	q09	Numeric	1	Ū	* Viscontaining - straig- \$tt>	ft, Strongl	9	8	Right	Ordinal
10	q10	Mumeric	1	0		(1, Strong)	9	8	Right	Ordinal
1.1	q11	Mumeric	1	٥		ft, Strongl	9	8	Reght	Ordinal
12		Numerac	1	ű		(t, Strongt	9	8	Regist	Ordinal
-	q13	Numeric	1	0		[1, Strongl		8	Regin	Ordinal
A Company of the last of	q14	Numerus	1	0		[1, Strongl		8	Right	Ordinal
15		Numera	1	0		(1, Strongl		8	Raght	Ordinal
	q16	Numensc	1	0		(† , Strongt	9	8	Right	Ordinal
17		Numero	1	٥		(1, Strongl	9	8	Right	Ordinal
	q18	Numeroc	1	0		(1, Strongt	9	8	Ragim	Ordinal
19		Numer∌c	1	ם		(t , Strongt	9	8	Right	Ordinal
20	q20	Numeric	1	ũ		(t, Strongt	9	8	Regin	Ordinal
21	q21	Numerac		0		(f., Strong)	9	8	Fleght	Ordinal
_22	q22	Mumenic	1	0		(1, Strongt	9	8	Regin	Ordinal

2. إدخال البيانات:

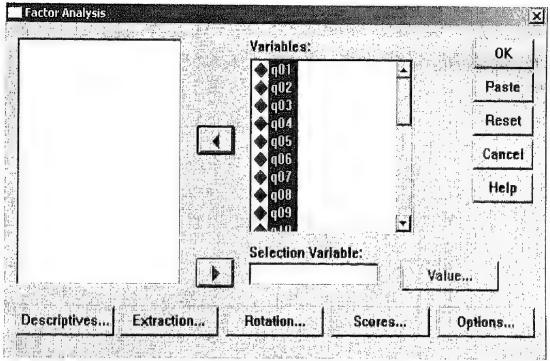
1	qU1	q02	EUp	ņ04	sj06	40 5	η07	q06	009	ηM	q1i	q12	al 3	q14	q15	q16	n [7	q1B	ql9	ŋ20	150	q22	q23
1	7	1	. 4	Z.	7	2	3	1	1	7	1	8.4	2	2	7	7	1	7	3	2	2	2	5
	1	1	4	3	2	2	2	2	5	2	2	3	1	3	ļ	3	2	1	3	4	4	4	2
E	2	3	-	2	4	1	2	2	2	2	Ε	3	2		2	3	2	3	1	4	3	2	2
4	_ 3	1	E	4	3	3	4	2	1	4	2	2	2	3	3	3	2	4	2	4	4	4	3
5	3	1	3	2	2	3	13	2	4	7	2	153	3	2	2	2	7	3	#	4	2	4,	4
5	2	1	3	2	4	4	4		4	3	2	4	3	3	-5	1	3	5	1	5	3	1	4
(m) 7-1 (m)	2	3	· 🙀	2	2	2	2	Pitros Bostonia all'11s	3	2	2	2	2	2	2	ZE CHOSSINESW A	2	1	3	2	2	4	4
. 8	2	2	OR THE STATE	2	2	2	2	2	4	3	2	3	2	2	3	ones in the	2	2	1905-15-00-	3	2	4	4
g	3	3	1 1	. 4	4	1	5	9	3	3	. 5	£	5	5	5	5	5	5	2	E	5	1	3
10 11 12 13	2	4	4	LEE PROSPERANCE	2		2	2	3	∰. dečan kohon keltelije	3	7	7	4	7	3	2	2	Ę	3	2	4	4
11		1	5	P	2:	1	2	2	5	2	1	3	_1	2	1	2	2	2	5	3	2	5	5
12	2	1	3	3	4	3	3	per 2000/000 vmg-19/92 V1	3	2	2	193	2	2	3	3	2	2	3	4	3	4	4
13	1	1	: 3	4	3	2	3	3	2	3	3	4	4	4	4	4	9	1	2	4	4	3	4
14	2	2	1.1	23,	2)	2	3	2	1	3	2	4	2	4	4	4	2	4	1	5	5	1	
15 16 17	2	2	3	4	***	************	3	2	7	3	3	3	2	3	3	4	2	3	3	4	4	4	A
16	3	1	3	2	2	2	_2	2	2	3	2	3	2	3	2	Eat.	2	3	2	3	2	3	4
17	1	2	5	2	*	1	7	Annual Contract Contr	4	1	1	2	1	1	1	44	2		4	,	1	4	4
18	2	2	. 3	- 3	3	4	3	3	5	2	3	3	3	3	4	3	2	2	2	נ	3	3	4
20	2	E.	. 4	2	3	1	7	1	5	2	1	#	1	2	2	3	1	- 1	4	2	2	4	4
20	2	1	*************	2	3.	4	4	1	5	1		5	2	5	5	5	5	5	1	5	5	5	5

: Analyze - Data Reduction - Factor البدء في التحليل. 3

No. of the Contract of the Con	PSS Data E	THE PERSONSHIPS AND PROPERTY.	i de la compa	na telija vasta	i e e			
File Edit	View Data	Transform	Analyze	Graphs Utili	ties	Window	Help	
			Descrip	tive Statistics			里 🔊	
1:q01			1 11 2 1 1 1 1 1 1 1 1	e Means Linear Model			· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	
Walter Sand	qO1	q02	Correla			05	q06	q07
14. p 1 1 1	2	1	Regres			2	2	3
2	1	1	Classify		•	2	2	2
3	2	3	Data Re		•	Facto	r 1	2
1 2 14	3	1	Scale			3	3	4
5	2	1		ametric Tests	•	2	3	3
6	2	1	Multiple	Response		4	4	4
7	2	3	3	2		2	2	2
.8	2	2	3	2		2	2	2
. 9	3	3	1	4		5	3	5
10	2	4	4	3		2	1	2

4. إختيار المتغيرات:

نختار المتغيرات ونضعها في قائمة Variables



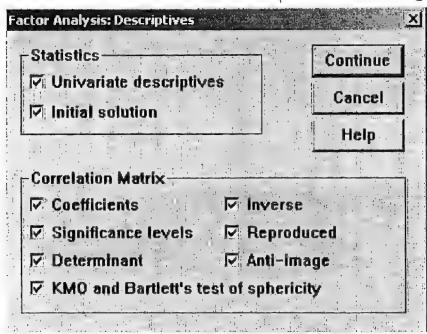
5. إستكمال محددات التحليل:

نضغط على زر Descriptives - ثم نحدد

Statistics		Continue
☑ Univariate descrip ☑ Initial solution	tives	Cancel
v Illiga sologori		Help
Correlation Matrix		
✓ Coefficients	▼ Inverse	
Significance levels	s	ed
□ Determinant □	✓ Anti-imag	e
✓ Determinant ✓ KMO and Bartlett's		

– ثم نضغط زر Continue

نضغط على زر Extraction ثم نحدد:



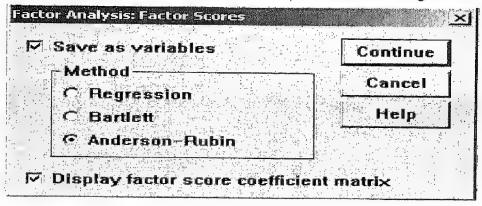
- ٹم نضغط زر Continue

نضغط على زر ...Rotation - ثم نحدد:

Factor Analysis: Rotation	<u></u>
Method C None C Quartimax	Continue
€ Varima× C Equama×	Cancel
C Direct Oblimin C Promax Delta: 0 Kappa 4	Help
Display	
☑ Rotated solution ☑ Loading plot(s)	
Maximum Iterations for Convergence: 30	

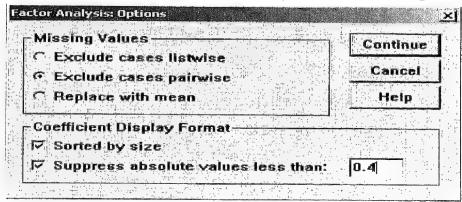
- ثم نضغط زر Continue

نضغط على زر ...Scores - ثم نحدد:



- ٹم نضغط زر Continue

نضغط على زر ...Options - ثم نحدد:



- ثم نضغط زر Continue

6. مخرجات التحليل: الاحصاءات الوصفية: الوسط الحسابي، والانحراف المعياري للاسئلة. Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	Analysis N	Missing N
Q 01	2.37	.828	2571	0
Q 02	1.62	.851	2571	0
Q03	2.59	1.075	2571	0
Q04	2.79	.949	2571	0
Q 05	2.72	.965	2571	0
Q06	2.23	1.122	2571	0
Q07	2.92	1.102	2571	0
ଘ08	2.24	.873	2571	0
Q09	2.85	1.263	2571	0
Q10	2.28	.877	2571	0
Q11	2.26	.881	2571	0
Q12	3.16	.916	2571	0
Q13	2.45	.949	2571	0
Q14	2.88	.999	2571	0
Q15	2.77	1.009	2571	0
Q16	2.88	.916	2571	O
Q17	2.47	.884	2571	0
Q18	2.57	1.053	2571	0
Q19	2.29	1.101	2571	0
Q20	3.62	1.036	2571	0
Q 21	3.17	.985	2571	0
Q 22	2.89	1.041	2571	0
Q23	3.43	1.044	2571	0

مصفوفة الارتسباط بين كل ازواج الاسئلة وتستخدم لفحص العلاقة بين الاسئلة، انه على عندما يوجد ارتباط كبير نسبيا بين علامات اختبارين فمعنى ذلك أن هناك تباينا مشتركا بين الاختبارين، أي الهما يقيسان شيئا مشتركا، ونلاحظ أن ارتباطاتها بالاختبارات الأخرى متدنية بشكل ملحوظ.

إذن يمكن أن نخلص إلى أن الفكرة الأساسية للنموذج العاملي هي افتراض إمكانية تجميع المستغيرات بناءا على معاملات الارتباط بينها ، هذا يعني أن جميع المتغيرات الموجودة في مجموعة معينة مرتبطة مع بعضها ارتباطا قويا ، ولكن ارتباطها بمتغيرات المجموعات الأخرى ارتباطا

ضعيفا ، ومن الممكن أن نتصور أن كل مجموعة من المتغيرات تمثل عاملا واحدا وهو المسئول عن الارتباط المشاهد بينها .

Completon Material

		ان ا	CW	ווני	44	Oh	COM	Oll'
Christian	cii.	' IANI	.024	4337	નેશ	引亞	217	File
	0.00	(PA)	1991	3.3	- 172 - 172	a 3	-, 1114	" 'al
	CIH	- 347	.313	5 (AND)	-344	«A"U	- 227	-342
	CH	.48	~ 1.12	- 341	" INN	40.	.274	ANIM
	CH	.912	×229	- 1 j	. 21'	11100	151	2019
	CIR	217	-U/4	- 2227	278	257	. 1001	h' 4
ļ	CAIF	, AL	. 1	- 140	ALC:	1174	54	' mu
	CIM	A 100 A	.lbil	- 14	171	2924	224	284 (
Ì	CIN	(96)	3'5	.001	- 120	1261	. 12	~ "#a
	0.0	214	-104	, 1211	2'9	253	1882	284
	C. T.	An'		* ib'	1981	299	38	345
	22	Hi	^ *3 5	-44	347	340	E'E.	ESS
	GM.	atria	- '41	- 313	:331	aug.	100	412
	214	în	. "(6)	13 AL	'	11'5	40	41
	C'is	201		.112	FLE	7H.	34	751.
	Q'4	484	. 143	- 4'9	49	395	244	349
	UW	31"	-UH/	=321	MI	30	.242	'M'
1	Ø13	.347	. 194	- 3/4	342	322	613	:43 ·
	u ii	" 'MI	20	372	- 'MI	in in	- 'H/	- 249
		254	- 302	- 14	341	200	<u>'11'</u>	494
	Can ga mille	L.E.	. 141	4, ME 1	41	344	262	443
	CI	- 114		34	-(144	~ '31	- 題	- 'Ha
	CM	-,004	***	151	1134	- 072	- 1921	-070
'20 i' dadadi	CUIT		(PP)	III.	. ÚLÚ	明期	1981	[91)]
	CIP	tia:		(A)	UM	nin	1991	1011
	CIII	(III)	IALI		.16.01	4144	1581	UNU
	UH	(pp)	INI.	IAM		HILL	ipal	1914
	CH6	nin i	light.	indi	1991		ISSI	1911)
	CH	(JP)	1591	ioni	IRRI	HIM		1910
	C 0/	. (BAI	(pp)	UN	UNI	UM	1501	
	COM	indi	10.51	Lan I	1993	uni	JENI	uuu
	CUB	.uai	(A)	LANJ	1881	UIAI	ioga	12111
	C 18	UN	(PP)	uit	illi	HIEL	ÛM	LETIJ
	Carrier Carrier	inal	(AA)	LEN	ipai	11481	(RII)	(PJI)
	0.2	1881	inal	LRPJ	CRRI	11174	.000	umu
	2.13	1921	. Legi	LAAL	(RA)	ger ger	ÚA1	thint.
	gra :		10.01	UKRI	. CERI	uw	(44)	us nu
	CB	. UADI	. ighi	1951	W	ÚW	(FR)	IAJU
	0.10	17.91	1691	IPU	iphi	11011	ÚNI	(RIII
	¢w.	12.11	10.81	190	JUNI	LILE	LEAT	UNIU .
	CB	19.01	IRRI	LEFI		um :	UNI	(9)11
	2.19	MI	INK	LERI	100	0.00		(514
	G20	19.81	. (NEI	1101	wa	UND	.UPJ	1811
	022		LED)	THE	. UNI	uuri	1991	10.111
1	022	(FA)	. CERI	LARL	URI	uun uun	(A)	1911I
	CH	430	[83]	1001	11.71	0.7	IRNI	inii,
	Neit allocal	431	. 1,02,00	[MH]	. 1,04,3	4 1	120,101	(9-1-7)

KMO and Bartlett's Test							
Kaiser-Meyer-Olkin N Adequacy.	deasure of Sampling	.930					
Bartlett's Test of	Approx. Chi-Square	19334.492					
Sphericity	df	253					
	Sig.	.000					

Communalities

	Initial	Editaction
Q01	1.000	.435
Q02	1.000	.414
003	1.000	.530
Q04	1.000	.469
006	1.000	.343
006	1.000	.654
007	1.000	.545
Q08	1.000	.739
Q09	1.000	.484
Q10	1.000	.335
Q11	1.000	.690
Q12	1.000	.513
Q13	1.000	.536
014	1.000	.488
Q15	1.000	.378
Q16	1.000	.487
Q17	1.000	.683
Q18	1.000	.597
Q19	1.000	.343
020	1.000	.484
Q21	1.000	.550
Q22	1.000	.464
Q23	1,000	.412

Extraction Method: Principal Component Analysis.

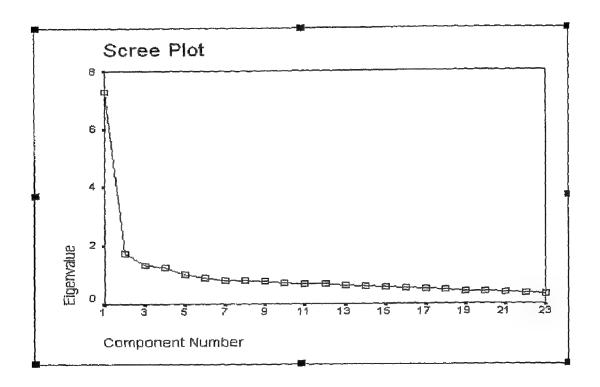
Total Variance Expisioned

	Party Party and the			of Large	and the same of	and least the same				
Chespervent	1 20 45	the letter measures	Liver depart	Tribe		CLEET LEADERS 4 18	AND THE PERSONS	非禁心的罪法	Curvitume 4	
ı	7 250	34 300	31 50 0	2 3500	\$1 BS6	9 1,998	3,7730	商品的	1824	
Ĭ	11 7 303	7.550	39.250	1,709	7.563	39.354	1.40	14,830	3074	
30	K.317	6 725	49201	13:17	5326	44.001	2,650	19000	414	
•	E (\$2.74"	ifs apparts	alate far all	1.297	Via 50000	100 917	m spejera	(8:439)	photo v	
2	995	41.306	6290						1	
	angel -	(3.3477)	VINE BISH							
1	806	3-502	62.007						1	
¥	760	3.404	65,490							
₽	AL1	Ja:206	DE 070							
init	717	79 1919	17 (1737)						1	
16	304	2972	TA TOS							
17	3001	2:2:1	17 676							
13	1002	32 986 h	and daight]	
H	500	3.512	(82.840)							
P)	5-0	2.36	95,236							
6	220	2 276 :	8/611						1	
17	905	7710	第721							
14	400	6-882	01.394			`				
19	404	8.6400	60' 590							
20	46.169	E (\$25)	igm dermit							
reg	779	F-9930	98,489							
লৈ	384	F-3003	GR-581							
7	360	2.440	102:000							

جدول رقم (2) العوامل المكونة للأداة وجذورها الكامنة ونسبة التباين العاملية

نسبة التباين التراكمية	نسبة التباين العاملية	الجذر الكامن	رقم العامل
31.696	31.696	7.290	1
39.256	7.560	1.739	2
44.981	5.725	1.317	3
50.317	5.336	1.227	4
		<u> </u>	
98.562	1.583	0.364	22
100.00	1.448	0.333	23

وحسيث تم احسراء التحليل العاملي كأحد إجراءات تحقيق صدق الأداة لذا يتضح من النتائج الواردة في جدول رقم (2) أن الأداة تتكون من ثلاث وعشرون عاملاً تتشبع عليها بنود الأداة بقسيم تفسوق (0.30) حسب محك حيلفورد أما الجذور الكامنة للعوامل فتتراوح بين الأداة بقسيم تفسوق (0.33 عسب محك التباين العاملية بين 31.696 وهذه قيم مقسبولة حسب محك كيزر. وهذه العوامل مجتمعة تفسر ما نسبته (50.317) من الظاهرة وهذه النسبة عالية خاصة إذا علمنا أن نسبة (10%) تعتبر نسبة مقبولة.



Component Matrix^a

		Comp	onent	
	1	2	3	4
Q18	.701			
Q07	.685			
Q 16	.679			
Q 13	.673		1	
Q12	.669			
Q21	.පපස	1	{	
014	.පිරිපි		(
Q11	.ලකු2			400
Q 17	.643	1	(
004	.634	1	(
GG3	629	1	(
Q 15	.593	i	{	
Q01	.588		1	
മാട	.556		i	
G:09	.549	.401	1	-,417
G 10	.437		1	
G 20	.436		404	
C2 19	427		[
000	1	.627	[
Ø02	! !	.548		
Q22	1	.465		
0.06	.562		.571	
023	<u> </u>			.507
	Method: Princ	pal Compone	ent An alysis.	

a. 4 components extracted.

Rotated Component Matrix^a

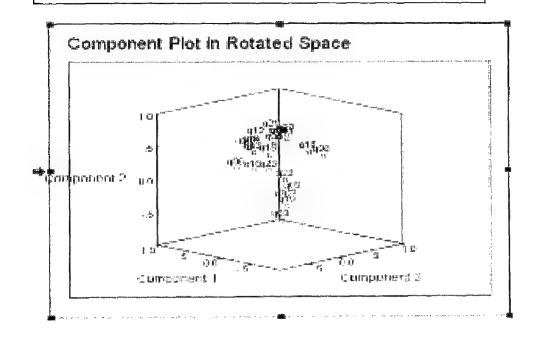
	Component									
	1	2	3	4						
0.00	.800									
Q18	.084									
Q13	.647									
0.07	.638									
Q14	.579		ļ							
Q10	.550									
Q15	.469									
Q20		.677								
Q21		.661								
0.03		567		İ						
Q12	.473	.523								
Q04		.516								
0.16		.514								
Q01		.496								
Q05		.429								
0.08			.833							
Q 17			.747							
Q11			.747							
0.08				.648						
Q22				.645						
0.23	I			.586						
0.02				.543						
Q 19	<u> </u>			428						

Extraction Method: Principal Component Analysis, Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

Commonent	Transformation	Matrix

Component	1	2	3	4
1	.635	.585	.443	242
2	.137	167	.488	.846
3	.758	513	403	.008
4	.067	.605	635	.476

Extraction Method: Principal Component Analysis. Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.



8-11 تمارین

اذا كان لديك البيانات التالية حد العوامل التي تكونما البيانات.

EBV BEGOTTE AND AND PORTUGUES ASSOCIA	atre	\$LI	spac	q1	q2	ф3	q4	q5	qδ	ηZ	qE	ф9	q10	q#1	q12	q13	q14	q15
1	1	1	3	1	1	0	0	1	1	1	1	1	1	18	1	1	1	1
2	2	1	3	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
3	3	1	3	1	1	0	O	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	
4	4	1	3:	1	1	0	Ü	1	1	1	1	1	1	*	1	1	1	1
	6	1	1	1	1	0	D	1	1	1	1	1	1	1	O	1	1	1
- 6	5	- 1	1	ij	1	0	1	1	0	1	1	1	1	t	0	1	1	1
7	7	1	1	1	1	O	ם	1	0	1	1	1	O	1	O	1	1	1
8	9	1	1	1	0	Û	Û	1	0	1	1	1	O	1	1	1	1	1
9	9	1	1	1	Đ	0	1	1	0	1	1	1	1	0	1	1	1	1
10	10	1	1	1	1	0	0	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
11	11	2	1	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
12	12	2	1	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
19	13	2	1	1	1	0	1	1	0	1	1	1	1	1	-	Tomaco più sichus	1	1
14	14	2	1	0	1	0	Ö	0	Ü	0	1		0	0	0	1	1	
15	15	2	1		0	1		O	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
18	16	2	2	1	1	1	0	O	0	1	1	1	1	1	. 1	1	1	
17	17	2	2	1	1	0	1	1	0	Ü	1	1	1	· ¶	Territoria de Carres	1	1	1
18	18	Land Control of Street	2	0	0	0	1	Ō	1	1_	1	1	1	1	0	0	1	0
19	19	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	gar are en et	1	.1	1
20	20	2	2	1	1	0		1	0	1	1	1	1	0	0	0	1	1
21	21	2	- 1	2	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	Û	0	0	1
22	22	2		ŀ	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1	1	1
23	23	2			0	0	0	0	0	0	Ö	1	1	0	1	1	1	1
24	24	2			0	0	1	0	1	0	0	1	O	۵	1	0	1	0
25	25			. ·	0	0	0	1	0	0	1	1	0	0	0	1	0	1
26	26	2		1	0	0	1	1	0	1	1	1	1	Ö	1	1	1	1
. 27	27	2			1	0	1	1	0	1	0	1	1	1	0	1	1	1
28	28	2	2 3	1	1	0	1	0	0	1	0	1	1	1	0	1	1	1
. 29	29	2	2 3	1	1	0	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
30	30	2	2 3	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
International management of the	P			-		***************************************		4		•			•					

الفَصْلِ السَّانِي عَشِيْنَ

الإحصاءات اللامعلمية

NONPARAMETRIC STATISTICS

1-12 مـقـدمـة 1-12

2-12 الطرق اللامعلمية (عينة واحدة)

Nonparametric Methods (Single Sample)

3-12 الطرق اللامعلمية (عينتين مستقلتين)

Nonparametric Methods (Two Independent Samples)

4-12 الطرق اللامعلمية (عينتين مرتبطتين)

Nonparametric Methods (Two Related Samples)

5-12 الطرق اللامعلمية (ثلاثة عينات مستقلة أو أكثر)

Nonparametric Methods (3 or more Independent Samples)

6-12 الطرق اللامعلمية (ثلاثة عينات مرتبطة أو أكثر)

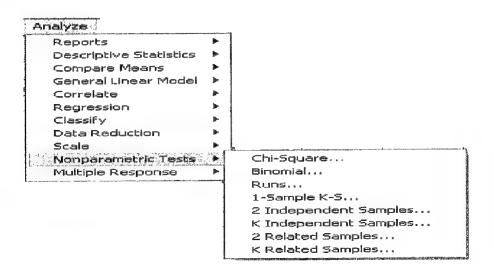
Nonparametric Methods (3 or more Related Samples)

7-12 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

8-12 تماریسن Exercise.

ٳڶڣ<u>ؘڞێڶ</u>ٳؙڶڷٵٛؠٚؿۼۺؽؠڹ

الإحصاءات اللامعلمية NONPARAMETRIC STATISTICS



1-12 مقدمة 1-12

إذا كانت المتغيرات التابعة مقاسة بمقياس اسمي أو رتبي أو عندما لا نتمكن من الإيفاء بافتراضات الاختبارات المعلمية، فأنه يمكن استخدام الاختبارات اللامعلمية الاختبارات المعلمية عكن استخدام الاختبارات اللامعلمية مثل التوزيع لأن مثل هذه الاختبارات لا تتطلب أية افتراضات حول المجتمعات الإحصائية مثل التوزيع الطبيعي وتجانس التباين واختيار العينة من المجتمع عشوائياً.

والاختسبارات اللامعلمية بصورة عامة أكثر قوة من الاختبارات المعلمية، إذ أن الإحساءات المعلمية تميل أكثر من الإحصاءات اللامعلمية لرفض الفرضية الصفرية، وان الاختبارات اللامعلمية أسهل في طريقة إجراؤها.

Distribution Free الاحتــبارات اللامعلمــية هــي أســاليب متحررة من التوزيع Assumption Free Methods وأساليب متحررة من الافتراضات Methods

الإحصاءات اللامعلمية قائمة على افتراضات ضعيفة، بينما الإحصاءات المعلمية قائمة على افتراضات قوية وأساسية، فإذا تحققت الافتراضات فإن الإحصاءات المعلمية أكثر فاعلية من

الإحصاءات اللامعلمية، وإذا لم تتحقق الافتراضات فإن الإحصاءات اللامعلمية أكثر فاعلية من الإحصاءات المعلمية.

الاسلوب اللامعلمي باختصار هو اسلوب احصائي يمتلك خصائص معينة مرغوبة تحت افتراضات ضعيفة نسبياً تخص المحتمعات المعنية التي منها تم الحصول على البيانات.

* متى نستخدم الاحصاءات اللامعلمية

- 1. الفرضية المراد اختبارها لا تتعلق بمعالم المحتمع.
- 2. البيانات المتوفرة مقاسة وفق تدريج أضعف من متطلب الاساليب المعلمية.
- 3. الافتراضات الخاصة بالاستخدام الملائم للاساليب المعلمية غير متحقق (انتهاك واضح لافتراضات الاساليب المعلمية).
 - 4. الحصول على نتائج بسرعة وسهولة وتكلفة أقل.

2-12 الطرق اللامعلمية (عينة واحدة) Nonparametric Methods (Single Sample)

- 1. اختبار الإشارة
- 2. اختبار ويلككسون للرتب ذات الإشارة Wilcoxon signed ranks test
 - Runs test for randomness . 3
 - 4. اختبار کوکس ستیوارت للاتحاه Cox-Stuart test for trend
 - 5. اختبار ذات الحدين
 - 6. اختبار كولمقروف سميرنوف ميرنوف

Analyze

Nonparametric Tests

Chi-Square...

Binomial...

Runs...

1-Sample K-S...

2 Independent Samples...

K Independent Samples...

2 Related Samples...

K Related Samples...

Sign test (One sample) (عينة واحدة) اختبار الاشارة (عينة واحدة) 1-2-12

* الافتراضات Assumptions

- 1. العينة مختاره عشوائياً من محتمع وسيطه غير معلوم.
- 2. المتغير المقصود مقاس على مقياس رتبى على الأقل.
- $B(n\,,\,{}^{1\!\!/}_{\!\!\!2})$ وزيع الاختبار الاحصائي هو توزيع ذات الحدين 3

* الفرضية المطلوب اختبارها Hypothesis

 H_0 : $\theta = \theta_0$ قدار ثابت الوسيط = مقدار الفرضية الصفرية: الوسيط \neq مقدار ثابت $\theta \neq \theta_0$ الفرضية المديلة: الوسيط \neq مقدار ثابت

* الاختبار الاحصائي Test Statistic

الاختبار الاحصائي هو العدد الأقل للإشارات الموجبة أو السالبة T= r(smallest no of + or - signs)

* اتخاذ القرار Decision Rule

نرفض الفرضية الصفرية اذا كانت القيمة المحسوبة $P(T \le r)$ أقل من القيمة الحرجة $\alpha/2$ نقبل الفرضية الصفرية اذا كانت القيمة المحسوبة $P(T \le r)$ أكبر من القيمة الحرجة $\alpha/2$ مثال $\alpha/2$: اختيرت عينة عشوائية تتكون من $\alpha/2$ كتاباً وكانت اعداد الصفحات لهذه

الكتب كما يلي:

153, 166, 181, 192, 244, 248, 258, 264, 266, 305, 305, 312, 330, 340, 356, 361, 395, 427, 433, 467

استخدم هذه البيانات في اختبار الفرضية الصفرية، عند مستوى دلالة (lpha=0.05).

 $H_0: \Theta = 250$

 $H_1{:}~\theta \neq 250$

3-12 الطرق اللامعلمية (عينتين مستقلتين) Nonparametric Methods (Two Independent Samples)

- 1. اختبار توكي السريع (Tukey's Quick Test (TQT)
 - 2. اختبار الوسيط Median Test
 - 3. اختبار مان-و تن Mann-Whitney Test
- Test for equality of احتــبار تــساوي التبايــنات احتبار انصاري-برادلي variance (Ansari-Bradley Test)
- 7. احتــبار تــساوي التباينات احتبار موسس Test for equality of variance (Moses Test)
- Test for equality of احتبار مربعات الرتب اختبار مربعات الرتب 6. احتبار تـساوي التبايسنات اختبار مربعات الرتب variance (The Sequare Rank Test)
- 7. اختبار التوزيعات المتماثلة اختبار سميرنوف Test fir identical distribution .7

* اختبارات تساوى الوسيطات لعينتين مستقلتين:

$H_0: M_1 = M_2$	حتبار توكي السريع (Tukey's Quick Test (TQT)	1.1
110. 111 112	عبر و تي اسريم (۱۲) ۲۰۵۱ عالمان تا ۲۰۵۲	, . T

$$H_0: M_1 = M_2$$
 Mann-Whitney Test اختبار مـان-وتى. 3

* اختبارات تساوي التباينات لعينتين مستقلتين

$$H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$$
 | Ho: $\sigma^2_1 = \sigma^2_2$ | Ho: $\sigma^2_1 = \sigma^2_2$

$$H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$$
 سس موسس – اختبار تساوي التباينات – اختبار موسس 5.

H₀:
$$\sigma^2_1 = \sigma^2_2$$
 | H₀: $\sigma^2_1 = \sigma^2_2$

* اختبارات التماثل لعينتين مستقلتين

التماثل: التساوي في مقاييس الترعة المركزية، التشتت، التماثل في الشكل، واخلال أي منهم يجعل التوزيعات غير متماثلة.

اختبارات تساوي الوسيطات لعينتين مستقلتين اختبار مان وتني Mann-Whitney

يــستخدم لاغــراض مقارنة وسيطين لمجتمعين بالاعتماد على مشاهدات مستقلة تختار عشوائياً من المجتمعين.

يــستخدم للمقارنــة بين عينتين مستقلتين عندما تكون البيانات عددية بطبيعتها، وهو البديل اللامعلمي لاختبار T المعلمي للبيانات المستقلة.

والفرضية الصفرية له: لا يوجد اختلاف جوهري في علامات الأفراد في المجتمعات التي سحبت منها العينتان.

* افتراضات الاختبار

- 1. تـــتكون البيانات من عينة من المشاهدات العشوائية x_1, x_2, \dots, x_{n1} من المجتمع الأول الذي وسيطه M1 غير معروف، ومن عينة اخرى من المشاهدات y_1, y_2, \dots, y_{n2} من المجتمع الثاني الذي وسيطه M2 غير معروف.
 - 2. المتغيرات متصلة x, y.
 - 3. مقاس على سلم رتبي على الأقل.

* الفرضية Hypothesis

H0: M1 = M2 وسيط المحتمع الأول = وسيط المحتمع الثاني $H0: M1 \neq M2$ وسيط المحتمع الأول \neq وسيط المحتمع الثاني $H0: M1 \neq M2$

* لاختبار الفرضية التي تتعلق بتساوي وسيطين نقوم بالاتي:

- 1. نشكل العينة الكلية من العينتين.
- 2. نرتب المشاهدات في العينة الكلية من الأقل الى الأكبر ونعطيها الرتب التي تبدأ من 1 إلى n1+n2 لأكبر قيمة.
- 3. نحمـع الرتب الخاصة بمشاهدات العينة المأخوذة من المجتمع الأول ويرمز للمحموع بالرمو S.
 - 4. نحسب الاختبار الاحصائي T كما يلي:

$$T = S - \underline{n_1(n_1+1)}$$

* القرار:

$$W_1-(\alpha/2)$$
 اذا كان قيمة الاختبار الاحصائي T اكبر من القيمة الحرجة $W(\alpha/2)$ اذا كان قيمة الاختبار الاحصائي T أقل من القيمة الحرجة $W(\alpha/2)$ من الحدول $W(\alpha/2)$ عن بحد القيمة الحرجة $W(\alpha/2)$ من الجدول $W_1-(\alpha/2)=n\ln 2-W(\alpha/2)$

* ملاحظة: اذا كانت أي منهما أو كليهما أكبر من 20 نستخدم التقريب للتوزيع الطبيعي.

$$Z = \frac{T - (n1n2/2)}{\sqrt{n1n2 (n1+n2+1)/12}}.$$

مثال2-12: في دراسة حول تقييم الصدق التمييزي لاختبار ما، تم تقسيم مجموعة من الأفراد الى مجموعتين متمايزتين في السمة التي يقيسها الأختبار، حيث يمتلك أفراد المجموعة الأولى والسبالغ عددهم 17 فرداً السمة بدرجة عالية، بينما يمتلك أفراد المجموعة الثانية والبالغ عددهم 10 افسراد السمة بدرجة منخفضة، إذا طبق الاختبار على افراد المجموعتين وكانت العلامات لأفراد المجموعتين كما في الجدول التالي:

هل يمتلك الاختبار قدرة تمييزية عند مستوى دلالة ($\alpha = 0.05$).

* الحل:

	MARK_G1	MARK-G2	Smrt-G1	Sort-G2	Rank-Q1	Rank-G2
i	11.90	680	11.90	6.60	27.00	15.00
	11.70	580	11.70	5.80	26.00	13.00
	9.50	5.40	9.50	5.40	25.00	12.00
	9.40	5.10	9.40	5.10	24.00	11.00
	8.70	5.00	8.70	5.00	23.00	9.50
	8.20	4.30	8.20	4.30	22.00	8.00
	7.70	3.90	7.70	3.90	21.00	5.00
	7.40	3.30	7.40	3.30	19.50	4.00
	7.40	2.40	7.40	2.40	19.50	3.00
	7.10	1.70	7.10	1.70	18,00	1.00
	6.90		6.90		17.00	
	6.80		6.80		16.00	
				6.60		
	6.30		6.30		14.00	
				5.80		
				5.40		
				5.10		
				5.00		
	5.00		5.00		9.5	
				4.30		
	4,20		4.20		7	
	4.10		4.10		6	<u> </u>
				2.4		
	2.20		2.20		2	
				1.7		
count	17	10				
sum					296.50	61.50

مجموع الرتب للعينة الأولى S1

S1=27+26+25+24+23+22+21+19.5+18+17+16+14+9.5+7+6+2=296.5

 $T = S - \underline{n_1(n_1+1)} = 296.5 - (18*17)/2 = 296.5-153 = 143.5$

 $46 = W(\alpha/2)$ أخد أن A.7 من جدول n1=10 , n2=17 , P=0.025

 $W_1 - (\alpha/2) = n1n2 - W(\alpha/2) = 18*17 - 46 = 260$

* القرار:

 $W_1-(lpha/2)$ اذا كان قيمة الاختبار الاحصائي T اكبر من القيمة الحرجة $W_1-(lpha/2)$ اذا كان قيمة الاختبار الاحصائي T أقل من القيمة الحرجة $W_1-(lpha/2)$ أذا نرفض الفرضية الصفرية $W_1-(lpha/2)$ وهذا يعني أن هناك قدوة تمييزية للاختبار.

بحموع الرتب للعينة الثانية S2

S2=12+13+15+11+9.5+8+5+4+3+1=81.5

 $T = S - \underline{n_2(n_2+1)} = 81.5 - (10*11)/2 = 26.5$

46= W (α /2) ن جدول A.7 من جدول n1=10 , n2=17 , P=0.025 $W_1-(\alpha$ /2) = n1n2 - W (α /2) = 10*17 - 46 = 124

القرار: بما أن قيمة الاحصائي T=26.5 وهي خارج حدود الفترة (T=46-46) اذا نرفض الفرضية الصفرية T=46.5

التقريب:

Z = T - (n1n2/2) . = 26.5 - 85 = -58.5 = -2.937 $\sqrt{n1n2} (n1+n2+1)/12$ $\sqrt{10*17} (10+17+1)/12$ 19.916 القرضية الحرجة نرفض الفرضية Z = -2.937 الصفرية

4-12 الطرق اللامعلمية (عينتين مرتبطتين) Nonparametric Methods (Two Related Samples)

- 1. اختبار الاشارة لعينتين مرتبطتين Sign Test
- 2. اختبار ويلككسون لاشارة رتب الفروق المطلقةWilcoxon signed ranks test
 - 3. اختبار مكنمار لعينتين مرتبطتين على Mc Nemar's test
 - Chi-square test of independence للاستقلالية χ^2 للاستقلالية 4.
 - Chi-square test of homogeniety للتجانس χ^2 للتجانس 5.

* اختبارات الوسيطات لعينتين مترابطتين:

 $H_0: M_1 = M_2$ اختبار الاشارة لعينتين مرتبطتين 1.

 $H_0: M_1 = M_2$ اختبار ويلككسون لاشارة رتب الفروق المطلقة 2

* اختبارات النسب لعينتين مترابطتين:

H₀: $P_1 = P_2$ in the H₀: $P_1 = P_2$

* اختبارات الاستقلال لعينتين مترابطتين:

4. اختبار مربع كاي χ^2 للاستقلالية

- * اختبارات التجانس لعينتين مترابطتين:
- التحانس χ^2 للتحانس 5.
- * اختبارات الوسيطات لعينتين مترابطتين:

* اختبار ويلككسون لإشارة رتب الفروق المطلقة Wilcoxon signed ranks test

تستخدم في التصاميم التحريبية ذات الاختبارين القبلي والبعدي، وهو البديل اللامعلمي لاحتسبار T للبسيانات المترابطة، ومن أهم ميزات هذا الاختبار انه يختبر اتجاه الفرق بين أزواج المسشاهدات وحجم هذا الفرق النسبي أيضاً، ويجب أن تكون المشاهدات رقمية، ولا يمكن استخدامه إذا كانت تصنيفية اسمية.

إذا كانست الفسروق تفضل إحدى المجموعتين تكون هذه المجموعة هي الأفضل بدلالة إحصائية.

* الافتراضات

- 1. البيانات تتلخص بمحموعة من الازواج العشوائية.
- 2. يمثل الفرق بين العنصر الأول والثاني في الازواج المرتبة متغيراً متصلاً.
 - 3. توزيع الفروق متماثل حول الوسيط للفرق.
 - 4. الفروق مستقلة من خلال الاختيار العشوائي للأفراد.
 - 5. الفروق مقاسة على الأقل في المستوى الفئوي.

* الفرضية

 $H_0: M_D = 0$, $M_1 = M_2$ $H_1: M_D \neq 0$, $M_1 \neq M_2$

* لأختبار الفرضية نعمل الآبي:

- 1. احصل على الفروق Xi Yi
- 2. اعطي رتباً للفروق المطلقة R
- 3. اعطى الرتب اشارات الفروق التي انتحتها
- 4. احسب مجموع الرتب ذات الاشارة الموحبة T ومجموع الرتب السالبة T

* الاختبار الاحصائي * T = K = smaller (T+ or T-)

* القرار

التي ارفض الفرضية الصفرية اذا كانت قيمة الاختبار الاحصائي $T \leq 1$ التي الفرضية الحرجة C التي الحصول عليها من حدول C ، أو ارفض الفرضية الصفرية اذا كان C عليها من حدول C ، أو ارفض الفرضية الصفرية الفرضية الصفرية .

التحليل الإحصائي

* ملاحظة

عندما يكون من غير المكن استخدام جدول A.3 بسبب أن n > 30 نستخدم القيمة التقريبية من التوزيع الطبيعي المعياري للاختبار والتي تحسب من المعادلة التالية:

$$Z = \frac{T - \underline{n(n+1)}}{\sqrt{\frac{\underline{n(n+1)(2*n+1)}}{24}}}$$

n: عدد الازواج.

ويتم مقارنة القيمة الناتجة مع القيمة الحرجة 1.96

* مثال 12-3:

درس العالمسان لاتاني وكابل أثر اجتماع (التقاء) مجموعة من الفئران على معدل دقات القلسب لها وقد رصدوا هذه المعدلات لعشرة فئران بيضاء عندما كان كل منها لوحده وعندما كان مع فار آخر. ويبين الجدول التالي تلك المعدلات:

R	R_R	Di	Di	Rank Di	رتب مع الاشارة
402.00	437.00	-35.00	35	7	-7
409.00	470.00	-61.00	61	9	-9
415.00	408.00	7.00	7	2	2
418.00	448.00	-30.00	30	5	-5
426.00	454.00	-28.00	28	4	-4
450.00	476.00	-26.00	26	3	-3
456.00	535.00	-79.00	79	10	-10
462.00	461.00	1.00	1	1	1
462.00	494.00	-32.00	32	6	-6
463.00	523.00	-60.00	60	8	-8

$$\begin{split} H_0\colon M_D=0\;,\; M_1=M_2\\ \text{Ibstantial} &\text{Ibstantial} \\ H_1\colon M_D\neq 0\;,\; M_1\neq M_2\\ \text{Ibstantial} &\text{Ibstantial} \\ H_2\mapsto 0\;,\; M_1\neq M_2\\ \text{Ibstantial} &\text{Ibstantial} \\ \text{Ibstantial} \\ \text{Ibstantial} &\text{Ibstantial} \\ \text{Ibstantial} &\text{Ibstantial} \\ \text{Ibstantial} $

* الاختبار الاحصائي

$$T = K = \text{smaller} (T + \text{ or } T -) = \Sigma r + = 1 + 2 = 3$$

 $P(T=3 \mid n=10) = 0.0049$

* القرار

التي ارفض الفرضية الصفرية اذا كانت قيمة الاختبار الاحصائي $\mathbf{C} \geq \mathbf{C}$ التي الحصول عليها من جدول \mathbf{A} .

 $P(T=K|n) \le (\alpha/2)$ أو ارفض الفرضية الصفرية اذا كان

يما أن $\alpha/2$ = 0.0049 أقل من $P(T=3 \mid n=10) = 0.0049$ لذلك نرفض الفرضية الصفرية، ونستنتج أن هناك أثر لوضع الفئران معاً على دقات قلبها.

12-12 الطرق اللامعلمية (ثلاثة عينات مستقلة أو أكثر) Nonparametric Methods(3 or more Independent Samples)

- 1. اختبار كروسكال والس Kruskall-Wallis test
- 2. احتبار العلامات الطبيعية البديلة A normal scores alternative test
- 3. اختــبار جونكير في حالة الفرض البديل المرتب Jonckheere test for ordered عالم alternative
 - 4. احتبار تجانس التباين Test for equality of variance
 - $H_0: M_1 = M_2 = M_3$

1. اختیار کروسکال والـــــس

 H_0 : $M_1 = M_2 = M_3$

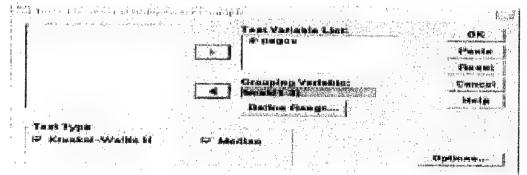
2. اختبار العلامات الطبيعية البديلة

 $H_0: M_1 = M_2 = M_3$

3. اختبار جونكير في حالة الفرض البديل المرتب

 $H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2 = \sigma^2_3$

4. اختبار تجانـــس التبـــايــن



* اختبار كروسكال والس Kruskall-Wallis Test

هـــذا الاختــبار يناظر تحليل التباين الأحادي One-Way ANOVA في الاحصاءات المعلمية، وهو تحليل تباين احادي للرتب، وهو امتداد مباشر لأختبار ويلككسون واختبار مان-وتني.

وهو مصمم لاختبار الفرضية الصفرية التي تنص على عدة عينات مستقلة قد سحبت من نفسس المحتمع، لذا فهو مصمم لاختبار دلالة الفرق بين ثلاث مجموعات مستقلة أو أكثر عندما تكون البيانات على المتغير التابع رتبية أو يمكن ترتيبها.

Sample 1 Sample 2 Sample I Sample k

 $egin{array}{cccc} X_{11} & & & X_{12} \ X_{21} & & & X_{22} \ \end{array}$

. X_{n11} X_{n22} .n₁: حجم العينة الأولى.

n2: حجم العينة الثانية.

nk: حجم العينة

S₁: مجموع رتب العينة الأولى.

.K العينة الثانية. S_k بمموع رتب العينة S_k

* الفرضية الصفرية:

 H_0 : $M_1 = M_2 = M_3$ H_1 : $M_1 \neq M_2 \neq M_3$

* الطريقة:

- 1. لدينا n من القيم نرتبها من أقل قيمة لأكبر قيمة (العينة الكلية).
- نعطيها رتب من اقل قيمة رتبة 1 واعلى قيمة الرتبة n ، وتعطى القيم المتساوية نفس الرتبة.
 - 3. تعطى الرتب لمواقع المشاهدات في عيناتها.
 - 4. نحمع الرتب الخاصة بكل عينة Si وهي محموع الرتب للعينة i

$$S^2_t = \Sigma S^2_{\underline{i}} = S^2_{\underline{1}} + S^2_{\underline{2}} + \dots + S^2_{\underline{k}}$$
 عينة n_i n_1 n_2 n_k

6. في حالة عدم وجود ties

$$S_r^2 = \sum r_{ij}^2 = 1^2 + 2^2 + 3^2 + ... + n^2 = \underline{n(n+1)(2n+1)}$$

* الاختبار الاحصائي

بوجود عدد قيم متعادلة (رتب متساوية) وهي وجود ties

$$T = \frac{(n-1) (S^{2}_{t}-c)}{S^{2}_{r} - c}$$

Where $c = 0.25 * n (n+1)^2$

ties عدم و جود عدد قیم متعادلة (رتب متساویة) و هي و جود T = 12 $S^2t - 3 (n+1)$ n (n+1)

* القرار: اذا كان عدد العينات 3 والحجوم فيها 5 أو أقل نستخدم جدول A.12 المحسوبة < الحرجة نفشل في ان نرفض الفرضية الصفرية.

المحسوبة > الحرجة نرفض الفرضية الصفرية.

* ملاحظة: في الحالة التي لا نستطيع فيها استخدام الجدول A.12 حيث (عدد العينات أكثـر من 3 أو حجم العينات في أي منها أكثر من 5) نتوقع أ تتوزع قيم الاختبار T حسب توزيع χ بدرجات حرية تساوي χ حيث χ عدد العينات). لذلك بمكن استخدام حدول χ في هذه الحالة لمعرفة القيم الحرجة.

مثال 4-12:

تم حصر عدد الصفحات في ثلاثة مجموعات عشوائية من الكتب (احصاء، رياضيات، حاسوب) واعتماداً على اعداد الصفحات المسحلة نرغب باختيار الفرضية الصفرية التي تنص على أن العينات الثلاث من نفس التوزيع، مقابل الفرضية البديلة التي تنص على أن هناك على الأقل عينة واحدة جاءت من توزيع له وسيط مختلف عن الوسيطات في التوزيعات الأحرى عند مستوى الدلالة الاحصائية $\alpha = 0.05$ نفذ هذا الاختبار اذا كانت عدد الصفحات كما يلي:

	Stat	Math	Comp	Stat_R	Math_R	Comp_R
	126	93	29	10	6	1
	142	98	39	11	7	2
	156	216	60	12	15	3
	228	249	78	17	20	4
	245	301	82	18	25	5
	246	319	112	19	26	8
	370	731	125	28	34	9
	419	910	170	29	36	13
	433		192	30		14
	454		224	31		16
	478		263	32		21
	503		275	33		22
			276			23
			286			24
			369			27
			756			35
محموع الرتب				270	169	227
مجموع الرتب حجم العينة				12	8	16

* القرار

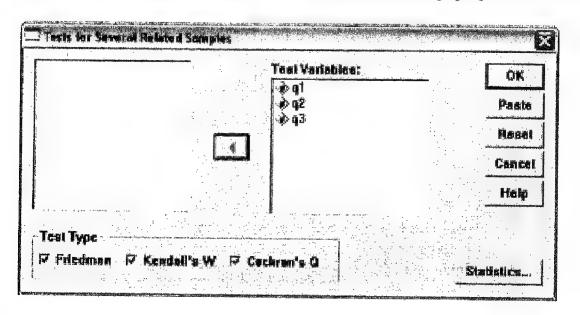
بما أن الحجوم لبعض العينات تزيد عن 5 فإن توزيع الاحتبار الاحصائي T يقترب من توزيع $\chi 2$ بدرجات حرية $\chi 2$ الخلك نفشل في رفض الفرضية الصفرية لأن المحسوبة $\chi 2$ بدرجات حرية $\chi 2$ ونسستنتج أن مجموعات الكتب الثلاثة من نفس $\chi 2$ ونسستنتج أن مجموعات الكتب الثلاثة من نفس

الـــتوزيع مــن حيث عدد صفحات الكتاب، أي لها نفس الوسيطات ولها نفس التشتت ونفس الشكل.

6-12 الطرق اللامعلمية (ثلاثة عينات مرتبطة أو أكثر) Nonparametric Methods (3 or more Related Samples)

 H_0 : $M_1 = M_2 = M_3$ Friedman test اختبار فریدمان. 1

 H_0 : $M_1 = M_2 = M_3$ Cochran's test اختبار کو کران .2



* اختبار کو کر ان Cochran's test

يــستحدم هــذا الاختبار في حالة البيانات الثنائية (متغير ثنائي) مثل النجاح والفشل، الحدوث وعدم الحدوث، الربح والخسارة، الذكور والاناث، الحياة والموت، والبيانات المرتبطة يمكن صياغتها كمصفوفة.

الأفراد	A 1	A 2	• • •	Ak	
S1					B1=ΣXij
S2					B2
				-	4
Sn					
					N=ΣXij

التحليل الإحصائي

$$Tj = \Sigma Xij$$

Bi = ΣXij

لاختبار الفرضية الصفرية

H0:

جميع المعالجات متكافئة في فعاليتها

هناك على الأقل معالجة تختلف في فعاليتها عن بقية المعالجات : H1:

نستخدم اختبار كوكران والذي يعطى بالعلاقة التالية:

$$Q = \frac{k (k-1) \sum Tj^{2} - (k-1) N^{2}}{KN - \sum Bi^{2}} \sim \chi^{2}_{k-1}$$

القرار:

المحسوبة < الحرجة نفشل في ان نرفض الفرضية الصفرية.

المحسوبة > الحرجة نرفض الفرضية الصفرية.

مثال 12-5:

اذا كانت علامات 5 أشخاص في ثلاثة اسئلة موضوعية كما يلي:

Annual San Control of the Control of	Name and district to the second second			engagement of the specific property and the second of the
الأفراد	Q1	Q2	Q3	Total
S1	1	1	0	2
S2	1	0	1	2
S 3	0	. 0	1	1
S4	. 0	1	1	2
S5	1	0	1	2
	3	2	4	9

هـــل تـــدل هذه النتائج على اختلاف صعوبة الفقرات عند مستوى الدلالة الاحصائية lpha=0.05

الفرضية الصفرية: جميع الفقرات لها نفس درجة الصعوبة

H1: الفرضية البديلة: هناك على الأقل فقرة تختلف في صعوبتها عن بقية الفقرات $Q = \frac{k(k-1) \sum Tj^2 - (k-1) N^2}{KN - \sum Bi^2}$

$$Q = \frac{3(3-1)[32+22+42] - 2*9^2}{3*9 - [2^2+2^2+1^2+2^2+2^2]} = \frac{174 - 162}{27 - 17} = 1.2$$

$$\chi^2_{2,0.05} = 5.991$$
 القيمة الحرجة

القرار:

بمسا ان القيمة المحسوبة ((1.2) > أقل من القيمة الحرجة ((22,0.05)) نفشل في رفض الفرضية الصفرية، يعني الفقرات الثلاثة متساوية في درجة صعوبتها.

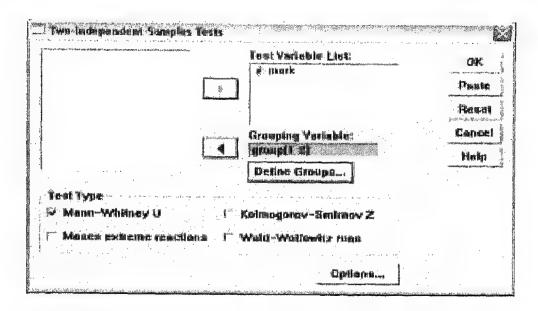
7-12 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

مثال 2-12: نستخدم احتبار مان-وتني - عينتين مستقلتين.

* ادخال البيانات

group	mark
1	7.40
1	7.40
1	7.10
1	6.90
1	6.80
1	6.30
1	5.00
1	4.20
1	4.10
1	2.20
2	6.60
2	5.80
2	5.40
2	5.10
2	5.00
2	4.30
2	3.90
2	3.30
2	2.40
2_	1.70

Analyze - Nonparametric Test - 2 Independent Samples...



ضع المستغير mark في نافذة :Test Variable List في نافذة Group في نافذة Grouping Variable:

مــن Test Type أنقــر مــربع الاختبار Mann-Whitney U، ثم انقر زر Ok تظهر الشاشة أدناه:

Mann-Whitney Test

Ranks

	GROUP	N	Mean Rank	Sum of Ranks
MARK	1.00	17	17.44	296.50
	2.00	10	8.15	81.50
ſ	Total	27		

Test Statistics^b

	MARK
Mann-Whitney U	26.500
Wilcoxon W	81.500
Z	-2.938
Asymp, Sig. (2-tailed)	.003
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]	.002ª

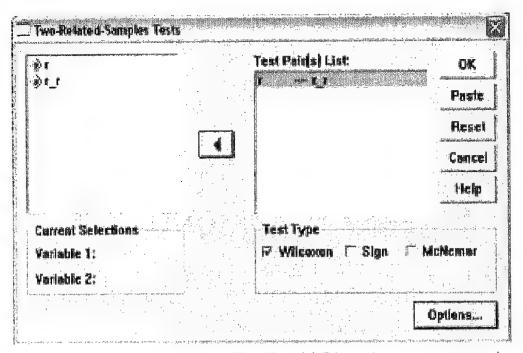
a. Not corrected for ties.

مثال 12-3: نستخدم اختبار ويلككسون - عينتين مترابطتين.

* ادخال البيانات

m · · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	· *
402	437
409	470
415	408
418	448
426	454
450	476
456	535
462	461
462	494
463	523
#F	

Analyze - Nonparametric Test - 2 Related Samples...



ضع المتغيران r, r_r في نافذة :Test Pair(s)

من Test Type أنقر مربع الاختبار Wilcoxon، ثم انقر زر Ok تظهر الشاشة أدناه:

NPar Tests

Wilcoxon Signed Ranks Test

Florites

		N	Mgan Rank:	Sum of Flanks
A_A R	Negative Ranks	.50	1.60	1.00
9	Postlive Ranks	净	6.50	52.00
-	Ties	Oc.		
	Total	10		

a 用_用《用

b R_R×R

c. R = R_R

Test Stall stics^b

	A_A A
A second control of the second control of th	-2.4974
Asymp. Sig. (2-falled)	.013

a. Based on negative ranks.

b Wilkaxon Signed Ranks Test

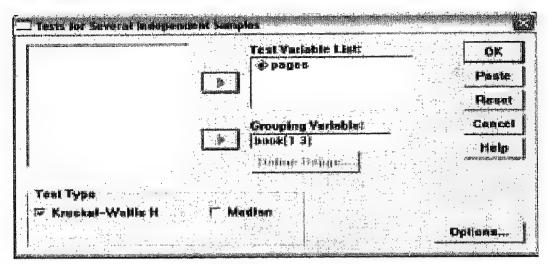
مثال 12-4: نستخدم اختبار كروسكال والس - ثلاث عينات مستقلة أو أكثر

* ادخال البيانات

	book	pages
1	1.00	126.00
2	1.00	142.00
3	1.00	156.00
4	1.00	228.00
5	1.00	245.00
б	1,00	246.00
7	1.00	370.00
8	1.00	419.00
9	1.00	433.00
10	1.00	454.00
11	1.00	478.00
12	1.00	503.00
13	2.00	93.00
14	2.00	98.00
1.5	2.00	216.00
16	2.00	249.00
17	2.00	301.00
18	2.00	319.00
19	2.00	731.00
20	2.00	910.00

	_	
21	3.00	29.00
22	3.00	39.00
23	3.00	60.00
24	3.00	78.00
25	3.00	82.00
26	3.00	112.00
27	3.00	125.00
28	3.00	170.00
29	3.00	192.00
30	3.00	224.00
31	3.00	263.00
32	3.00	275.00
33	3.00	276.00
34	3.00	286,00
35	3.00	369.00
36	3,00	756.00

Analyze - Nonparametric Test - K Independent Samples...



ضم المستغير pages في نافسذة :Test Variable List والمستغير book في نافسذة Grouping Variable:

مــن Test Type أنقــر مربع الاختبار Kruskal-Wallis H، ثم انقر زر Ok تظهر الشاشة أدناه:

→ NPar Tests

Kruskal-Wallis Test

Ranks

	BOOK	N	Mean Rank
PAGES	stat	12	22.50
1	math	8	21.13
	comp	16	14,19
	Total	36	

Test Statistics b

	PAGES
Chi-Square	4.907
df	2
Asymp. Sig.	.086

a. Kruskal wallis Test

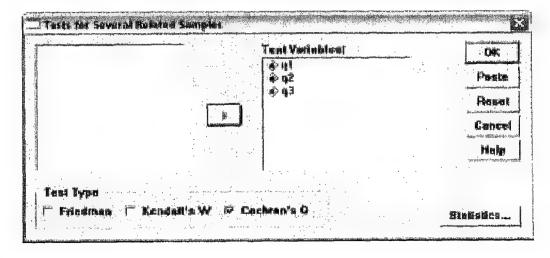
b. Grouping Variable: BOOK

 $\chi^2_{2,0.95} = 5.991$ القرار: بما أن القيمة المحسوبة 4.907 = 4.907 أقل من القيمة الحرجة 15.99 فنس التوزيع من نفس التوزيع من نفس الفرضية الصفرية، ونستنتج أن مجموعات الكتب الثلاث من نفس التوزيع من حيث عدد صفحات الكتاب، أي أن لها نفس الوسيطات ولها نفس التشتت ونفس الشكل.

مثال 12-5: نستخدم الطرق اللامعلمية (ثلاثة عينات مرتبطة أو أكثر)*اختبار كوكران * ادخال البيانات

q1	q2	q3
1	1	0
1	0	1
0	0	1
0	1	i
1	0	1

Analyze - Nonparametric Test - K Related Samples...



Test Variables: في نافذة q1, q2, q3 ضع المتغيران

منTest Type أنقر مربع الاختبار Cochran's Q، ثم انقر زر Ok تظهر الشاشة أدناه:

→ NPar Tests

Cochran Test

Frequencies

	Value		
	0 1		
Q1	2	3	
Q1 Q2 Q3	3	2	
Q3	1	4	

Test Statistics

N	5
Cochran's Q	1.200ª
df	2
Asymp, Sig.	.549

a. 1 is treated as a success.

8-12 تماریسن Exercise

س1: التالية علاميات 15 طالب في مساق مهارات الحاسوب قبل وبعد تلقيهم لدوره في الحاسوب، هل للدورة التدريبية أثر في تحسن هؤلاء الطلاب؟

* استخدم اختبار ويلككسون للأزواج المترابطة.

			-5 - 5 - 5		<u>'</u>
رقم	العلامة قبل	العلامة بعد	الفرق=بعدي-	الرتب	الرتب ذات الاشارة
الطالب	الدورة	الدورة	قبلي	للفرق	الأقل تكراراً
1	65	70			
2	40	45			
3	60	55_			
4	65	82			
5	80	60			
6	25	50			
7	40	63			
8	30	50			
9	85	83			
10	75	72			
11	45	55			
12	70	70			
13	74	88			
14	35	65			
15	65	80			

Wilcoxon Signed Ranks Test

Ranks

		N	Mean Rank	Sum of Ranks
POST-PRE	Negative Ranks	48	4.38	17.50
	Positive Ranks	10 ^b	8.75	87.50
	Ties	1°		
1	Total	15		

- a. POST < PRE
- b. POST > PRE
- c. PRE = POST

Test Statistics^b

	POST-PRE
Z	-2.200ª
Asymp. Sig. (2-tailed)	.028

- a. Based on negative ranks.
- b. Wilcoxon Signed Ranks Test

س2: اراد باحث مقارنة مجموعة تجريبية مع أخرى ضابطة في ادائهما على مقياس للاتجاهات، وكانت درجاهم كما هو مبين أدناه:

* استخدم اختبار مان-وتني لعينتين مستقلتين.

المجموعة التجريبية Expermental	Rank الرتبة	المجموعة الضابطة Control	الرتبة Rank
52		52	
68		39	
42		47	
49		38	
36		27	
31		18	
29		20	
28		15	-
50			

Mann-Whitney Test

Ranks

	GROUP	N	Mean Rank	Sum of Ranks
MARK	expermental	9	10.72	96.50
	Control	8	7.06	56.50
	Total	17		

Test Statistics^b

	MARK
Mann-Whitney U	20.500
Wilcoxon W	56.500
Z	-1.492
Asymp, Sig. (2-tailed)	.136
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]	.139

a. Not corrected for ties.

b. Grouping Variable: GROUP

س3: لنفرض أن شركة قامت باستخدام ثلاثة برامج لتدريب الموظفين، وبعد الانتهاء قام باجراء قياسات رتبية على ادؤهم في العمل، والجدول أدناه يبين علاماتهم على المقياس المستخدم، والمطلوب معرفة إن كان هناك اختلاف فيما بين المجموعات يعزى للاسلوب التدريبي.

* استخدم اختبار كرسكال والس.

Group_1	Group_2	Group_3
75	70	60
70	60	50
80	50	45
65	40	50
		49

→ NPar Tests

Kruskal-Wallis Test

Ranks

	GROUP	N	Mean Rank
MARK	1.00	4	11.13
J	2.00	4	6.00
ļ	3.00	5	4.50
<u></u>	Total	13	

Test Statistics*,b

	MARK
Chi-Square	6.926
df	2
Asymp. Sig.	.031

a. Kruskal Wallis Test

b. Grouping Variable: GROUP

س4: ضع رمز الإجابة الصحيحة (نعم، لا) في المربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة

- 1- تتطلب الاختبارات اللامعلمية الايفاء بافتراضات تجانس التباين.
- 2- تتطلب الاختبارات اللامعلمية الايفاء بافتراضات التوزيع الطبيعي.
 - 3- الاختبارات المعلمية أكثر قوة من الاختبارات اللامعلمية.
 - 4- تميل الاختبارات اللامعلمية لرفض الفرضية الصفرية.
 - 5- يعتبر اختبار ولكوكسون بديلاً لاختبار (T) للبيانات المستقلة.
 - 6- يعتبر اختبار مان-وتني بديلاً لاختبار (T) للبيانات المترابطة.
 - 7- يعتبر اختبار كروسكال والس بديلاً لتحليل التباين الاحادي.

الفَصْيِلُ الشَّالِيْثُ عَشِيرِي

تطبيقات البرنامج الاحصائي SPSS

- 1-13 التعرف على بيئة النظام الإحصائي SPSS
 - 2-13 تشـغيل نظام SPSS،
 - 3-13 شاشات نظام SPSS.
 - 4-13 ملفات نظام SPSS.
 - 5-13 القوائم الرئيسية لبرنامج SPSS.
- 6-13 استُخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

ٳڶۿؘ۪ڟێؚڶٵڷڷٙٲڶێؿۼۺؽؠڽ

تطبيقات البرنامج الاحصائي SPSS

1-13 التعرف على بيئة النظام الإحصائي SPSS

* أن كلمة SPSS تتكون من SPSS وهي المحتماعية، وتستخدم لأجراء عمليات إحصائية كثيرة وبشكل المحتماعية، وتستخدم لأجراء عمليات إحصائية كثيرة وبشكل سهل. وتوجد أغلب التحليلات في قائمة التحليل Analyze المبينة أدناه:

£	元 首(李)章题	
ì	Reports	\blacktriangleright
	Descriptive Statistics	E
1	Compare Means	⊩
1	General Linear Model	×
-	Correlate	×
1	Regression	•
	Classify	•
1	Data Reduction	E
1	Scale	•
1	Nonparametric Tests	F
	Multiple Response	•

يلــزمنا أن نقــوم بإجراء بعض التحليلات الإحصائية للبيانات مثل: الإحصاء الوصفي Descriptive Statistics ، مــثل إيجـاد مقاييس الترعة المركزية: الوسط الحسابي، الوسيط، المنوال، ... وإيجاد مقاييس التشتت: المدى، التباين، الانحراف المعياري، المدى المتوسط، ...

مقارنة الأوساط Compare Means.

إيجاد معاملات الارتباط Correlate: الارتباط البسيط، الارتباط المتعدد، الارتباط المجدد، الارتباط المجدد، الارتباط شبه الجزئي،

Regression إيجاد معادلة الانحدار

الإحصاءات اللامعلمية Nonparametric Tests

إن القيام بالحسابات اليدوية لهذه الإحصاءات ليس سهلاً خاصة إذا كان حجم البيانات كيبيراً، ولكين باستخدام برنامج النظام الإحصائي SPSS تصبح جميع هذه التحليلات سهلة وممتعة إذا تم التعامل مع البرنامج بشيء من الحرفية.

2-13 تشغيل نظام SPSS.

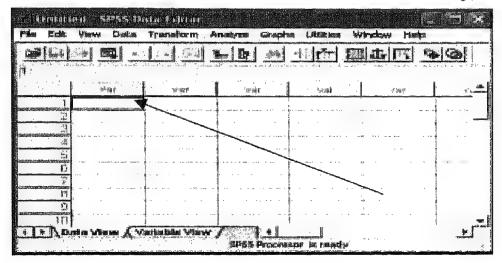
* تشغيل نظام SPSS

Start - Programs - SPSS for Windows - SPSS10.0for Windows - Type in data - Ok

Start - Programs - SPSS for Windows - SPSS10.0for Windows - Type in data - Ok

OK

تظهر لديك الشاشة المبينة أدناه:

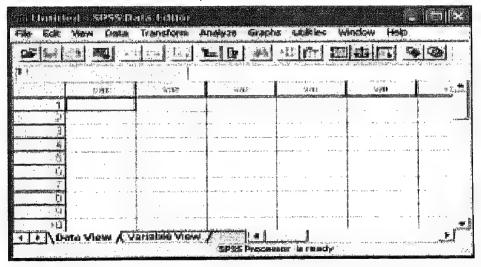


3-13 شاشات نظام SPSS:

يحتوي نظام SPSS على ثلاث شاشات رئيسية هي:

1. شاشة محرر البيانات Data Editor Window: وتحتوي على البيانات الإحصائية المراد تحليلها.

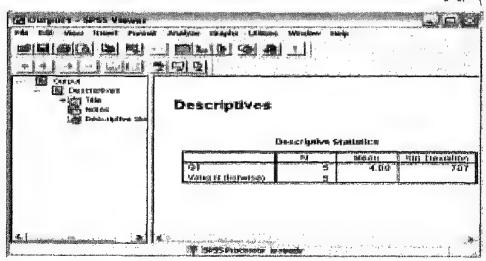
وتتكون من شاشتين هما Data View وتستخدم لإدخال البيانات



وشاشة Variable View وهي شاشة تعريف المتغيرات كما هو مبين أدناه:

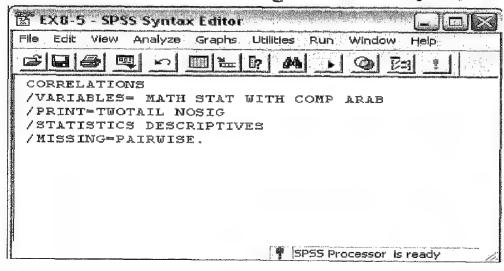
,	Name:	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1										
2										
3										

2. شاشــة المخــرجات Output Navigator: تظهر نتائج التحليلات الإحصائية والرسوم البيانية.

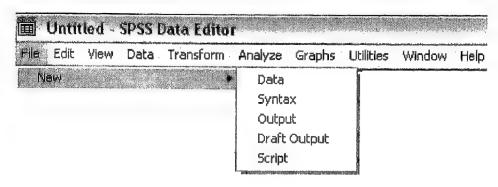


3. شاشـــة التعلــيمات Syntax Window: تـــستخدم لكتابة التعليمات للعمليات المختلفة.

من قائمة File اختر New ثم Syntax تظهر لك شاشة التعليمات أدناه، ثم اكتب التعليمات في داخل الشاشة كما هو موضح أدناه:



4-13 ملفات نظام SPSS:



هناك عدة أنواع من الملفات منها ما يلي:

- 1. ملف البيانات الخام المراد تحليلها، وهي الملفات التي تحتوي على البيانات الخام المراد تحليلها، ويكون نوع الملف (SAV.)، فإذا كان اسم ملف البيانات JAMAL فإن نوعه (SAV.)، فيكون الاسم الكامل للملف هو (JAMAL.SAV)
- 2. ملف المخرجات Output: وهر الملف الذي يحتوي على نتائج الإجراءات الإحراءات الإحراءات، ويكون نوع الملف (SPO)، فإذا كان اسم ملف المخرجات JAMAL.SPO)، فيكون الاسم الكامل للملف هو (JAMAL.SPO)
- 3. ملف التعليمات Syntax: وهو الملف الذي يحتوي على التعليمات المراد إحراؤها، ويكون نسوع الملف (SPS)، فإذا كان اسم ملف التعليمات JAMAL فإن نوعه (SPS.)، فيكون الاسم الكامل للملف هو (JAMAL.SPS)
- 4. ملف المخرجات: وهو الملف الذي يحتوي على مسودة ملف المخرجات المراد إجراؤها، ويكون نوع الملف (rtf). مثال ذلك هو (JAMAL.rtf)
- 5. ملف Script: وهو الملف الذي يحتوي على الاجراءات الجاهزة وتستخدم لغة Sax على الاجراءات الجاهزة وتستخدم لغة Script: والتي تكتب بها الاجراءات الجاهزة مثل Clean Viewer ويكون نوع الملف (SbS)، فيكون الاسم الكامل فياذا كان اسم ملف الاجراءات Remove Labels فإن نوعه (sbs)، فيكون الاسم الكامل للملف هو (Remove Labels.sbs).

5-13 القوائم الرئيسية لبرنامج SPSS:

	Until	led -	SPSS I	Data Edito	(A14052), 125-0-1			
File	Edit	View	Data	Transform	Analyze	Graphs	Utilities Window	Help

قائمة ملف File

File		
New		þ
Open		•
Open Database		þ
Read Text Data		
Save	Ctrl+5	
Save As		
Display Data Info		
Apply Data Dictionary		
Cache Data		
Print	Ctrl+P	
Print Preview		
Switch Server	*********	
Stop Processor	Ctrl+.	
Recently Used Data		۶
Recently Used Files		Þ
Exit		

New: إنشاء ملفات جديدة.

Open: فتح ملفات مخزنة سابقاً.

Read Text Data: قراءة ملف بيانات.

Save: تخزين ملفات.

Display Data Information: إظهار معلومات عن الملفات.

Print: طباعة الملفات.

Print Preview: معاينة الملفات قبل الطباعة.

Exit: الخروج من البرنامج.

قائمة تحرير Edit

	Edit.	
1	Undo Set Cell Value	Ctrl+Z
4	Redo	Ctrl+R
1	Cut	Ctrl+X
1	Сору	Ctrl+-C
4	Paste	Ctrl+V
4	Paste Variables	
+	Clear	Del
-	Find	Ctrl+F
1	Options	

Undo Set Cell Value: التراجع عن التحرير.

Redo Set Cell Value: التراجع عن التحرير.

Cut: قص البيانات.

Copy: نسخ البيانات.

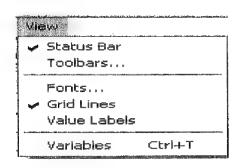
Paste: لصق البيانات.

Clear: حذف (عمود، صف) أو اكثر بما يحويه من بيانات بعد تحديد المراد حذفه.

Find: البحث عن حالات.

...Options: خيارات.

قائمة عرض View



Status Bar: إخفاء أو إظهار شريط الحالة.

:Toolbars: إظهار شريط الأدوات والأيقونات المختصرة المستخدمة بدل من القوائم.

...Fonts: تغيير نوع الخط المستخدم.

Grid Lines: إظهار أو إخفاء خطوط الشبكة.

Value Labels: إظهار أو إخفاء عناوين القيم.

Variables: إظهار شاشة تعريف المتغيرات.

قائمة البيانات Data

Cate
Define Dates
Insert Variable
Insert Cases
'Go to Case
Sort Cases
Transpose
Restructure
Merge:Files 🕪
Aggregate
Spilt File
Select Cases
Weight Cases

...Define Dates : تعريف المتغيرات وتغيير اسماؤها.

Insert Variables: اضافة متغيرات حسيلة..

Insert Cases: اضافة حالات جديدة.

... Go to Case: الذهاب الى حالة معينة.

...Sort Cases: ترتيب الملف حسب قيم متغير ما.

...Transpose: تحويل البيانات.

Merge Files: دمج الملفات وهي دمج اكثر من ملف وجعلها ملف واحد.

...Aggregate: تجميع وتلخيص الحالات.

... Split File: تقسيم الملف الى عدة أجزاء.

...Select Cases: تستخدم لاختيار مجموعة من الحالات ينطبق عليها شرط معين.

قائمة التحويلات Transform:

انشاء متغير جديد من حلال المتغيرات الموجودة.

Compute...
Random Number Seed...
Count...
Recode
Categorize Variables...
Rank Cases...
Automatic Recode...
Create Time Series...
Replace Missing Values...
Run Pending Transforms

Compute: القيام بالعمليات الحسابية المحتلفة.

Count : حساب عدد القيم المتشابهة لقائمة من المتغيرات لكل فرد من أفراد العينة. Recode: اعادة ترميز البيانات.

:Rank Cases... إنشاء متغيرات جديدة تحتوي على رتب المتغيرات الموجودة المختلفة للقيم الرقمية.

...Automatic Recode: (الترميز الآلي)، إعادة ترميز السلاسل الحرفية إلى قيم.

... Create Time Series: إنشاء متغير جديد يحتوي متسلسلة زمنية.

...Replace Missing Values: تعويض القيم المفقودة بطرائق إحصائية.

قائمة التحليلات Analyze

Analyze	NOT THE REPORT OF THE PARTY OF
Reports	F
Descriptive Sta	itistics 🕨
Compare Mean	is F
General Linear	Model 🕨
Correlate	F
Regression	
Classify	E
Data Reduction	n 🖹
Scale	F
Nonparametric	Tests 🕨
Multiple Respon	nse 🕨

Reports: التقارير.

Descriptive Statistics : الإحصاء الوصفى.

: مقارنة الأوساط، تحليل التباين الأحادي.

General Linear Model: تحليل التباين الثنائي General Linear

: حساب معاملات الارتباط.

Regression : حساب معادلة الانحدار.

. التصنيف: Classify

. التحليل العاملي : Data Reduction

: تحليل الثبات (معاملات الثبات).

. الإحصاءات اللامعلمية. Nonparametric Test

Multiple Response : تعريف المجموعات.

قائمة الرسومات البيانية Graphs

Graphs
Gallery
Interactive •
Bar
Line
Area
Pie
High-Low
Pareto
Control
Boxplot
Error Bar
Scatter
Histogram
P-P
Q-Q
Sequence
ROC Curve
Time Series 🕨

قائمة الفوائد Utilities

Utilities	
Variables File Info	
Define Sets Use Sets	
Run Script	
Menu Editor	

... Variables : إعطاء معلومات عن المتغيرات.

File Info : إيجاد معلومات مفصلة عن الملف المستخدم والمتغيرات التي يه.

...Define Sets... تعريف المحموعات للمتغيرات المختلفة.

...Use Sets... استخدام المحموعات للمتغيرات المختلفة.

قائمة نافذة Window

Window	
Minimize Al	ll Windows
✓ 1 Unititled	- SPSS Data Editor

Minimize All Windows: التحكم بحجم النوافذ.

قائمة المساعدة Help

Topics Tutorial SPSS Home Page Statistics Coach About...

Topics : إعطاء مساعدة عن أي محتوى من محتويات البرنامج.

6-13 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

س2) في اختبار لمادة الحاسوب الذي يتكون من الأسئلة أدناه، حلل الاختبار؟

ضع دائرة حول رمز الإجابة الصحيحة في كل مما يلي:

1- أي من التالية ليس من مكونات شبكة الحاسوب:

أ- أجهزة حاسوب مزودة ببطاقات خاصة بالاتصال. ج- منظم التيار الكهربائي. ب- أسلاك توصيل بين الأجهزة. د- بطاقات الشبكات.

2- تغطي الشبكة المحلية LAN مساحة قطرها حوالي:

1-10م ب-1000م ج-100م د-1000م

3- الجهاز الذي يعمل على زيادة حجم وكفاءة الشبكة هو:

أ- المقسم Switch. ب- الخط Line. ب- الخط Switch. د- الجسر Bridge.

4- شبكة مكونة من جهازي حاسوب فقط مرتبطين بخط اتصال تسمى:

أ- الشبكة المحلية LAN. ج- شبكة الحادم والمستفيد Client/Server. ب- الشبكة الحادم والمستفيد Star Network. د- الشبكة النجمية Peer-to-Peer.

5- إن المصطلح Hyper Text يعنى:

أ- نص مترابط. ب- عنوان الموقع. ج- مزود حدمة الانترنت. د- متصفح الانترنت.

6- إن المصطلح URL يعني:

أ- نص مترابط. ب- عنوان الموقع. ج- مزود حدمة الانترنت. د- متصفح الانترنت.

7- إن المصطلح Search Engines يعني:

أ- محركات البحث.

ج- الشبكة العنكبوتية العالمية. د- متصفح الانترنت

8- أي من التالية ليست من محركات البحث Search Engines:

د- Windows

Altavista – Google – Yahoo – Yahoo – T

9- يرمز للمواقع الحكومية بـ:

د– Net

Gov −ج

ا – Org ب – Edu

بناحة واسعة التغطية WAN مساحة تقدر بــ:

ج- قارة. د- الكرة الأرضية.

أ- مدينة. ب- دولة.

11- تقسم الشبكات المحلية LAN إلى:

أ- الشبكة التناظريةPeer-to-Peer، الشبكة التماثلية Symetric Network

ب- شبكة الخادم والمستفيد Client/Server، الشبكة التناظرية Peer-to-Peer

ج- الشبكة التناظرية Peer-to-Peer، شبكة القيمة المضافة VAN

د- شبكة الخادم والمستفيد Client/Server، شبكة القيمة المضافة VAN.

12- عتاز الشبكة التناظرية Peer-to-Peer بأها:

أ- مناسبة عندما تكون شبكة الاتصال كبيرة.

ب- يوجد جهاز أساسى يؤدي الخدمات للشبكة وبقية الأجهزة محطات عمل.

ج-تكون جميع الأجهزة في هذه الشبكة متكافئة.

د-لكل جهاز حق الوصول إلى الشبكة حسب أهميته.

13- يتكون عنوان البريد الالكتروين من:

أ- اسم خاص بالمستخدم ، إشارة # ، اسم الموقع الذي يقدم خدمة البريد الالكتروني.

ب- اسم حاص بالمستخدم، إشارة \$ ، اسم الموقع الذي يقدم خدمة البريد الالكتروني.

ج- اسم خاص بالمستخدم، إشارة & ، اسم الموقع الذي يقدم خدمة البريد الالكتروين.

د- اسم خاص بالمستخدم، إشارة @ ، اسم الموقع الذي يقدم خدمة البريد الالكتروني.

14- إن المصطلح WWW يعني:

ج- محركات البحث
 د- متصفح الانترنت.

أ- الشبكة العنكبوتية العالمية
 ب- عنوان الموقع.

15- تصنف شبكات الحاسوب حسب المنطقة الجغرافية التي تغطيها إلى:

أ- شبكات محلية LAN، شبكات واسعة التغطية WAN.

ب- شبكة الخادم والمستفيد Client/Server، الشبكة التناظرية Peer-to-Peer بمبكات محلية LAN، شبكة القيمة المضافة VAN.

د- شبكات واسعة التغطية WAN، شبكة القيمة المضافة VAN.

* الترميز Coding

عملية تحويل إجابات كل سؤال إلى أرقام أو حروف يسهل إدخالها إلى الحاسوب.

مثال: متغير الجنس Sex وهو (ذكر، أنثى)، حيث يعطى: الرقم 1 للذكور و2 للإناث.

٥ ذكر. 1

0 أنثى. 2

التخصص: يعطى 1-علمي 2-أدبي 3-معلوماتية 4- مهني كما يلي:

0 علمي. 1

0 أدبي. 2

معلوماتية.

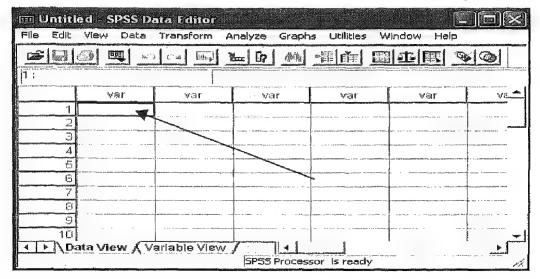
٥ مهن. 4

رقم الطالب، الأسئلة:

مثال 1: انشىء ملف جديد اسمه example1

File - New - Data

تظهر لديك الشاشة المبينة أدناه:



لعمل حدول ترميز للمتغيرات الواردة في المثال يتم كما يلي:

انقر على Variable View الموجودة على شريط الحالة فتظهر الشاشة أدناه

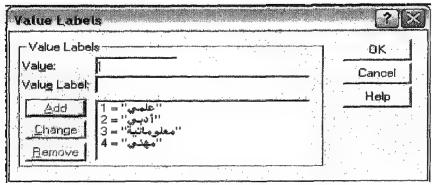
	Name	Туре	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1										
. 2	percentury of the second	to the second second	Contraction Company of the Life of the Contraction	and the second of the second o					The Contract of the Contract o	The state of the s
Ċ.					Black and Berry to a stage or server and the server of the	Annual Control of the second	A CONTRACTOR OF THE PARTY OF TH			

إدخال متغير رقم الطالب stno

إدحال مستغير الجنس sex وعند وصولنا إلى حانة Valuesوهي القيم المحتملة للمتغير نعبأها بالشكل التالى:

Value Labs	els	and the second and the second			OK
Val <u>u</u> e:	2	White the same of			Canoel
Valu <u>e</u> Label:	انشيا			-	
∆dd	الفكرا = 1	HARAMANA A A A A A A A A A A A A A A A A A	de al militar de la companya del companya de la companya del companya de la compa		Help
.Change 1				· .	
1				1 .	. '

إدخال متغير التخصص Spec وعند وصولنا إلى خانة Valuesوهي القيم المحتملة للمتغير نعبأها بالشكل التالي:



إدخال متغيرات الأسئلة من سؤال 1 إلى سؤال 15 وهي q15 ... q15 وبعد الانتهاء من تعريف المتغيرات تظهر الشاشة كما هو مبين أدناه:

	Nam	Type	Width	Dacimais	Label	Values	Mesing	Column	Allign	Measu
1	anta	Numeric	3	Û		Mone	None	3	Center	Scale
7	SBE.	Numeric	1	g		[1, A).	None	B	Right	Scale
3	epec	Numeric	1	0	ANT OF STUDEN	صلحي و 1	None	8	Right	Scale
4	q1	Numeric	1	0		Mone	None	3	Center	Scale
5	C)	Numeric	1	0		None	None	3	Center	Scale
6	g3	Numeric	1	0		None	None	3	Center	Scale
7	Ch.	Numeric	1	0	5 7 7 44 - 57 3 Japan 1997 - 1	None	None	3	Center	Scale
. 0	අති	Numeric	11	۵		Mone	None	1	Contos	Scale
9	Q 5	Numeric	4	a	,	Mone	None	3	Center	Scele
10	q.T	Numeric	1	O	Water bloom and the full control of	Mone	None	3	Center	Scale
11	gΩ	Numeric	1	0		None	None	3	Center	Scale
12		Numeric	1	ÇI		Mane	Nane	3	Center	Scela
13	q10	Numeric	1	0		None	None	3	Center	Scole
14	g11	Numeric	1	0	- minimum of constitution	None	None	3	Center	Scale
15	q12	Numeric	1	ū	A Inch a gardipleme film	None	None	3	Center	Scale
16	g13	Numeric	1	()		None	None	Э	Center	Scale
17	gld	Numesic	1	0	words with the Top as both page	Mone	None	3	Center	Scale
. 16	g15	Numeric	1	d	arm and a for the distriction	None	None	3	Center	Scalo

Input Data إدخال البيانات

, y, glight Mariniyangan qi, y a querianni yeyi	streo	彩色文	spec	41	q 2	e p3	q4	45	αÉ	q 7	u _l	49	q10	411	q12	Elp	q14	q15
1	4	1	3	1	1	Q	D	1	1	1	1	1	1	- 1	1	1	1	1
2	2	1	3	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
a .	3	1	3	1	1	0	Q	1	1	1	1	1	1	1	4	1	1	1
A	A ST ST AMERICA SING	1	3	1	1	0	0	1	1	1	1	1	1		1	1	1	1
. 5	5	. 1	1	1	1	Ö	D	1	1	4	1	1	1	1	Ü	1	1	1
6	Б	1	1	1	1	0	1	1	0	1	1	1	1	1	O	1	1	1
7	7	4	1.	1	1	Q	D	10	O	1	1	1	0	1	0	1	1	[1
. [9]	9	in the between the second of the	Alexandria (SA)	1	O	Q	D	4	0	1	1	1	0	İ	1	1	1	1
- 5	9	1.	1	1	D	O	1	1	Ü	1	1	1	1	0	1	1	1	1
10	10	1	1	1	-11	O.	0	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
11	11	2	1.	1	1	0	1	1	1	1	1	1	ŧ	1	1	1	1	1]
12	12	2	1.	1	of an although a second and	a	1	10 m m m m m m m m m m m m m m m m m m m	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
13	19	2	1	1	1	0	1	1	0	1	1	1	1	1	. 1	1	1	1
14	14	2	1.	Û		٥	Û	0	Û	Ö	1	1	Ü	O	Ö	1	1	1
15	15	2	1	.0	O	1	0	0	0	1	1	1	1	1	. 1	1	1	1
16	16	2	2	1	1	1	0	0	0	1	1	1	t	The state of the s	1	1	1	1
17	17	2	2	1	1	Q	NORM IN	1	O	Q	1	1	1	1	1 .	1	1	1
18	19	2	2	0	O	0	******	Ü	1	1	1	1		#	0	0	· mana. utila.	0
19	19	2	2	1	***	1	1	A STATE OF THE STA	1	1	1	1	t	0	. 1	1	.1	1
20	20	2	2	1	1	0	0	Į.	0	1	1	1	1	0	0		1	1
21	21	1 2		2 0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1
22	22	2	,	2 1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1	1	1
23	23	2		2 1	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	1	1	1	1
24	24	2		2 0	0	0	1	0	1	0	0	1	۵	0	1	0	1	0
25 [.]	25	2		3 1	0	0	0	1	0	0	1	1	0	0	0	1	0	1
26	26	2		3 1	0	0	1	1	0	1	1	1	1	0	1	1	1	1
27	27	2	2 3	3 1	1	0	1	1	0	1	0	1	1	1	0	1	1	1
28	28	2	2 :	3 1	1	0	1	0	0	1	0	1	1	1	0	1	1	1
29	29	2		3 1	1	0	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
30	30	2	2 (3 1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

حفظ البيانات

As...

File		ga kinggabahan penggapan magana ang gabi katu magana mang kati katu magana kati mang kati ka sa sa sa sa sa sa	Save
Seer Dear	Politica contracts of the contract of the cont		
Serve in [L.3	A CONTRACTOR OF THE PARTY OF TH	A Second Second Second	
ED Charmi	02 ms4_8_9 02 ms4_11_12	ead an	SHARAYE SHARAYE
E-4	4 W4 150 4 W4 170	Cos o ?	redud
# i # _ 3	60 404_22_22	Mar 2032-1	
See the second again	Bannyalong TH and TH Manifestations	A CANADA CANADA CANADA CANADA CANADA CANADA CANADA CANADA CANADA CANADA CANADA CANADA CANADA CANADA CANADA CAN	Verenders
Filia (Lidyladia	evente el	entral e elitarra es estrudistri musa es es esta de la musa en esta elettra de la musa en esta en elitar en el	5eve .
Saires des Majores	(News theory	and a fact of the second	Parte
	The street of the party	, .,	Conce

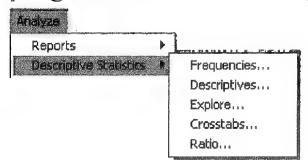
نكتب اسم الملف example1 ثم ننقر زر Save فيحفظ الملف بهذا الاسم.

التحليلات المطلوبة:

1- الإحصاء الوصفي Descriptive Statistics

Descriptive Statistics - Frequencies Analyze -

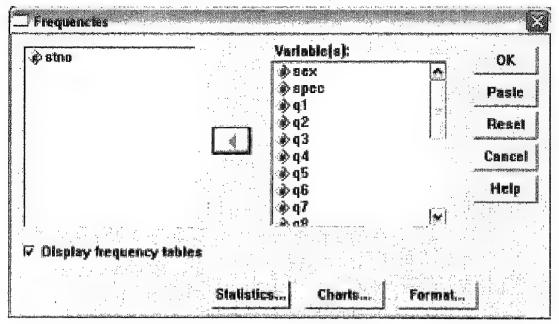
Frequencies: وصف توزيع أفراد العينة حسب أحد المتغيرات من النوع الاسمى.



بعض أسئلة الدراسة:

س1: ما نسبة الذكور والإناث في عينة الدراسة؟ (متغير الجنسس Sex)

س.2: ما عدد أفراد العينة في كل فئة من فئات التخصص؟ (متغير التخصص)



بالضغط على زر ... Statistics (الاحصاءات) تظهر الشاشة المبينة أدناه:

Fingures, De Statione	
Percentle Values Central Tendency	Centines
Controller Colf points for Count groups Colfesion	Cantel .
Cut points for equal groups Median	Help
Busts	
Thilles are proup in	ed poleta
Dispersion Contribution (Bid deviation / Minkotta / Skewassa	
Variance Mandemum Rustinis	
A STATE OF THE STA	de ancominatedration, incominative amore existence

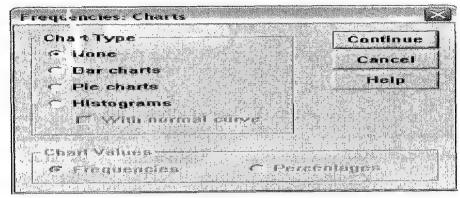
يــستخدم لاستخراج بعض إحصاءات مقاييس النزعة المركزية Central Tendency: مثل Mean الوسط الحسابي، Median الوسيط، Mode المنوال، Sum المجموع.

يستخدم لاستخراج بعض احصاءات مقاييس التشتت: مثل Std. deviation الانحراف المخراف Range المدى.

يــستخدم لاســتخراج بعــض احــصاءات القيم المئينية: مثل Quartiles الربيعات، Percentiles المئينات.

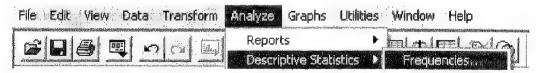
يــستخدم لاســتخراج بعــض احــصاءات شكل التوزيع: مثل Skewness الالتواء، Kurtosis التفرطح.

بالضغط على زر ... Charts (الرسومات البيانية) تظهر الشاشة المبينة أدناه:



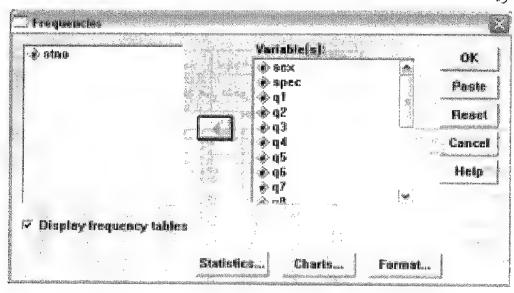
نوع الرسم البياني: Chart Type

- 1− الاعمدة Bar charts
 - Pie charts الدوائر −2
- Histogram الرسم البياني مع المنحنى الطبيعى -3
- Sum المجاد الوسط Median، الوسيط Median، المنوال Mean، المجموع * Analyze Descriptive Statistics Frequencies...



نعمل على اختيار المتغيرات وهي sex,spec,q1...q15 ثم نضغط زر Statistics ونحدد

ما نريد



نحدد Mean, Median, Mode, Sum ثم نضغط زر

Percentile Values	Central Tendency	Continue
₹ Quantiles	✓ Mean	Cancel
Cut paints for equal groups	P. Median	Help
Pencodie(s).	₽ Mode	usercustrus proper societa e
50	Z Sum	
A STATE OF THE STA		
processor in the contract of t	l'Values are group m	idpoints
Organica (control battanetan) (continuante alliticus as antique and antique and antique as a solution of the a	Distribulien	
▽ Std. devlation 🔛 Minimum	Ø Skewness	
₩ Variance	▽ Kurtosks	KSAP KA
☑ Range ☑ S.E. mean		LAY SAN

تظهر المخرجات المبينة أدناه:

الاحصاءات المطلوبة لكل متغير من متغيرات الدراسة:

Ser freien.

			計解		製	學	151	\$30	-684	1007
	2.40	30		· **		20	30 3		.36	100
	Blanks	Ø	2	-		0		3 9	8	0
■ ***		机模	126	203		艦	.n a		.94	400
Sini. Erusu seriilusu		翻卷	.950	Den			080 .00		109 9	Office
Ueckn		2.00	2000	1.000	1	.190	JEO 110	A	in an	9.00
Alberia Shri jihar katika		2	1]	- 1	1	11		9 🖁 🥞	5	19
The latest course on managements		AU 10- 2000	A880)	379			379 .49			期争
's celebra Elementes		-345	725) 206	-144 -43554			514 .22		二十二 二十二 二十二 二十二 二十二 二十二 二十二 二十二 二十二 二十二	164
u karupungan Chil Proma karupungan		-31400 ·	2200				添		13/8	-4 (35)+
A MET ITA BINA CALABISA MARIN SIN		4.854	-0.532	.427 1.867	43				J27	12"
Stat. Strand certisa dica de		#1 2350-1 #2505	-0 2020 I	J.500			957 42.50 8305 AS		-4902 200	#2037 #2030
Presco		200		2010	,,	2(10)		2	831.7	321.87 ³
Al haiten omer		18	2			o l		1 1	1 1	Ô
Marie ma	1	22	3	1		1		3	1	#) B
C. March		50		-103		20	s ı		200	1768
F & 100 F 100 1	748	0.00	108	1,008		JOB	.so :		20	33.00
8. 6. 400.1 E MB 4. 3	32 88	2.00	200	1.00		.00	.50 1.0		84	# 500
	n	3100	2:00	1.572		:00:	80 40		1.786	81.50M
nutsurpena provincescos, combos sociaeda escribirados.	etisti 1925 istise 17 tutus alateisia entuttiita tutus alateisia entuttii	Nacionale de la company de la cicadra	otiski (110. 110. 110. 110. 110. 110. 110. 110.	nacionisco/AlistOt-Miss	dwikeemensude	THE REPORT OF THE PERSON AND THE PER	ed itions vallence second and the	BROTHS CZWAN AND BEEN	CORCUMENTO SERVICIO DE LA COMPANSIONA DEL COMPANSIONA DE LA COMPANSIONA DE LA COMPANSIONA DE LA COMPANSIONA DE LA COMPANSIONA DE LA COMPANSIONA DE LA COMPANSIONA DE LA COMPANSIONA DE LA COMPANSIONA DEL COMPANSIONA DE LA COMPANSIONA DE LA COMPANSIONA DE LA COMPANSIONA DE LA COMPANSIONA DE LA COMPANSIONA DE LA COMPANSIONA DE LA COMPANSIONA DE LA COMPANSIONA DE LA COMPANSIONA DE LA COMPANSI	SAN IOOTACOOLOGICAL
		£260	4,50		19	G-13	93 %	919	981.	21/6
ł!	i i i i i i i i i i i i i i i i i i i	30		30	30	.30	303	樂	36	30
		遊		0	13 3	D	0	40	D.j	€2
柳鄉鄉		164		.97	.00	树	67	677	so j	,903
会域。 機能 Der DP Mac SM		(068)		685	107 6	1989	.0000	.006.8	### F	DI-B
ATHE (SEE)		1.06	1	20	1,20	1.00	1.400	6.06	120	1.06
Maria .		9		1	9 9	4	1	1	1 8	3
firtin Deptation		28.0		M2	AUST	. 100	.179	.516	201	of the second
W. Deficien		.94.4		253.	M06 3	.253	.230	JEX	1001	10th 4
Shorament.		1:399:1	4G 3	07	-8300	-,745	-,145	-2.273	-34900	-Jeen
THE BOOK OF STREET		#27		C7	Jan 1	827	462	100	427	grors
P Biological Principal State of the State of		1 (2)27	300.0		10000	-1.224	-1.3331	3.391	12.220	
SHI Enter Of Kinholis		893		tacs	AKAN	.9030	18000	,80a	.8263	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
Pares		532(215)	10	1	1000	*785.548	100000	95010959	Market 3	\$0,800 -0*
r wateren				. 18				101	. 1	.8
				0	0	Ď.	0	-	0	0
Marin In		1		1	1	1	1	300	mod.	
\$ **		29		29	28	20	20	28	26	MACON THE PROPERTY OF THE PROP
Paration parati	23	1.00		20	1.00	100	30	E.IQIS	120	1.00
	73	1,08		a 0	E 100	100	1.00	8 Q6	180	1.00
	# · · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	1.00	1	20 L	1.00	100	1.80	1.08	120	1.00

توزيع أفراد العينة حسب متغيري الجنس sex، التخصص spec، الاسئلة q1...q15

Frequency Table

SEX

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	أكر	10	33.3	33.3	33.3
	ائسائی	20	66.7	66.7	100.0
	Total	30	100.0	100.0	

SPEC

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	يشد	11	36.7	36.7	36.7
1	الأجسي	9	30.0	30.0	66.7
	مدأوماتيسة	10	33.3	33.3	100.0
1	Total	30	100.0	100.0	

Qt

		Frequency	Percent	Valid Percent	Curnulative Percent
Valid	0	5	16.7	16.7	16.7
	1	25	83.3	83.3	100.0
	Total	30	100.0	100.0	

Q2

	***************************************	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	0	10	33.3	33.3	33.3
ļ	1	20	66.7	66.7	100.0
	Total	30	180.0	100.0	
			O3		

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	0	25	83.3	83.3	83.3
	1	5	16.7	16.7	100.0
	Total	30	100.0	100.0	

Q4

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	D	14	46.7	46.7	46.7
	1	16	53.3	53.3	100.0
	Total	30	100.0	_100.0	

Q5

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid 0	7	23.3	23.3	23.3
1	23	76.7	76.7	100.0
Total	30	100.0	100.0	

Q6

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	O	18	60.0	60.0	60.0
	1	12	40.0	40.0	100.0
	Total	30	100.0	100.0	

Q7

	Frequency	P ercent	Valid Percent	Curnulative Percent
Valid 0	5	16.7	16.7	16.7
1	26	83.3	83,3	100.0
Total	30	100.0	100.0	

Q0

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid 0	5	16.7	16.7	16.7
1 1	25	83,3	83.3	100.0
Total	30	100.0	100.0	

Q9

		Frequency	Percent	Valid Percent	Curnulative Percent	
Valid	D	1	3.3	3.3	3.3	
1	1	29	98.7	96.7	100.0	
	Total	30	100.0	100.0		
Q10						

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	0	6	20.0	20.0	20.0
	1	24	90.0	80.0	100.0
L	Total	30	100.0	100.0	

Q11

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid 0	10	33.3	33.3	33.3
1	20	66.7	66.7	100.0
Total	30	100.0	100.0	

Q12

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid 0	10	33.3	33.3	33.3
1 1	20	66.7	66.7	100,0
Total	30	100.0	100.0	

Q13

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Û	4	13.3	13.3	13.3
	1	26	86.7	86.7	100.0
	Total	30	100.0	100.0	

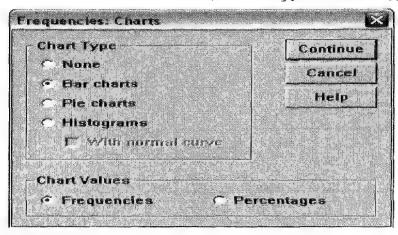
Q14

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	0	2	6.7	6.7	6.7
	3	28	93.3	93.3	100.0
	Total	30	100.0	100.0	

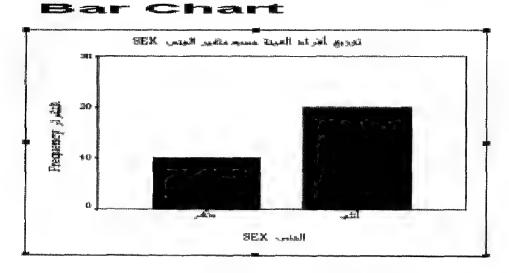
Q15

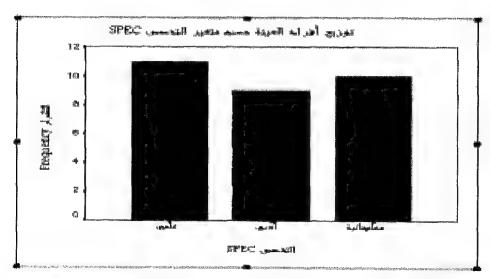
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	0	2	6.7	6.7	6.7
1	1	28	93.3	93,3	1 0 0,0
[Total	30	100.0	100.0	

تمثيل النتائج باستخدام الرسم البياني بالضغط على زر ...Charts تظهر الشاشة المبينة أدناه:



نختار نوع Bar charts ثم نضغط زر Continue ثم نضغط زر





النتائج:

تتكون العينة من (30) فرداً، عدد الذكور (10) طالباً، وعدد الاناث (20) طالبة. تتكون العينة من (30)فرداً، الفرع العلمي(11)،الفرع الأدبي(9)، فرع المعلوماتية(10)

Frequency Table

SEX

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	نکر	10	33.3	33.3	33.3
	ائــــــــــــــــــــــــــــــــــــ	20	66.7	66.7	100.0
	Total	30	100.0	100.0	

SPEC

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	يمامد	11	36.7	36.7	36.7
	ألجسي	9	0.00	30.0	66.7
	مملوماتيسة	10 1	33.3	33,3	100.0
	Total	30	100.0	100.0	

بالنسسبة للسسؤال الأول، اجساب عليه (25) اجابة صحيحة، واجاب عليه(5) اجابة خاطئة.

بالنسسة للسؤال الشاني، اجاب عليه (20) اجابة صحيحة، واجاب عليه (10) اجابة خاطئة.

Q1

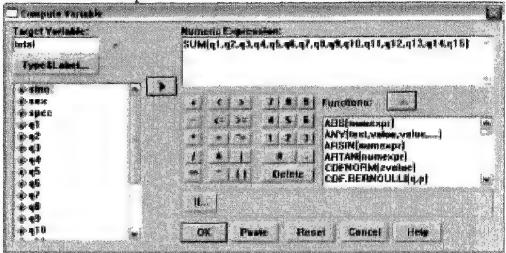
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
1	Valid 0	5	16.7	16.7	16.7
	1	26	83.3	83.3	100.0
L	Total	30	100.0	100.0	

Q2

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	0	1,0	33.3	33,3	33,3
	1	20	66.7	66.7	100.0
L	Total	30	100.0	100.0	

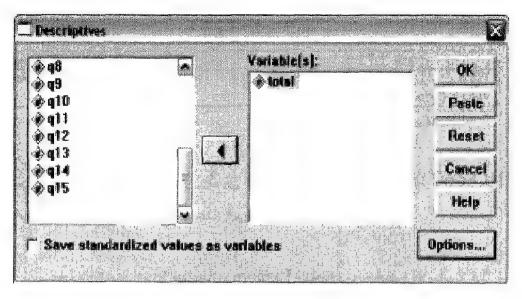
* لإيجاد متغير اسمه total وهو مجموع علامات كل طالب على الاختبار

Transform - Compute...

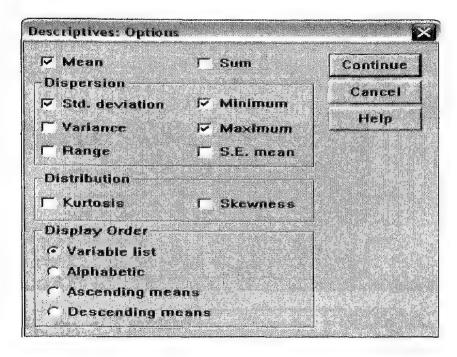


يظهر متغير جديد اسمه total وهو عبارة عن مجموع علامة كل طالب في جميع الاسئلة من 1- 15 باستخدام الاقتران Sum من 1- 15

Sum المحموع Mode، الوسيط Median، المنوال Mean، المحموع * Analyze - Descriptive Statistics - Descriptives...



اضغط زر ...Options تظهر لديك الشاشة المبينة أدناه:



اختر الاحصاءات المطلوبة ثم إضغط زر Continue ثم Ok تظهر النتائج أدناه:

→ Descriptives

Descriptive Statistics

	N .	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
TOTAL	30	3.00	14.00	10.8667	3.00268
Valid N (listwise)	30				

النتيجة:

تـــراوحت علامات الطلاب بين 3 إلى 14، وبلغ المتوسط الحسابي لها 10.8667 بانحراف معياري 3.00268 ، وكان عدد العينة 30 شخصاً.

* يــستخدم الاجــراء الاحــصائي Explore للتحقق من الخطوة الأساسية قبل إجراء التحلــيلات الاحصائية وهي فحص البيانات ومحاولة تصحيح الاخطاء إن وجدت مثل الارقام غــير المنطقــية أو السشاذة أو التحقق من أن توزيع المتغير طبيعياً، أو التحقق من شرط تجانس التباين.

* يستخدم إجراء Explore لعمل ما يلي:

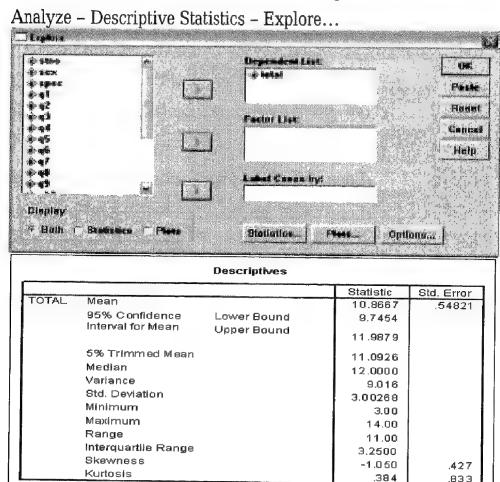
حساب الاحصاءات الوصفية.

E 88.

عمل بعض الرسومات لتوضيح شكل توزيع المتغيرات مثل -Histograms, Stem-and Leaf Plot, Box Plot

اختبار التوزيع الطبيعي عن طريق اختبار Shapiro Wilks واختبار عن الطبيعي اختـبار تجـانس التـباينHomogeneity of Variances عـن طـريق اختـبار Levene-Test

* حساب الاحصاءات الوصفية للمتغير total



* استخدام اختبار CHI-Square

الجدول المتقاطع – مربع كاي Crosstabulation Table: Chi-Square

أن مربع كاي χ^2 من الإحصائيات الهامة ولها عدة استخدامات منها الكشف عن عملية الاستقلالية Independence بين متغيرين عندما تكون هناك تكرارات ويكون لكل متغير عدة مستويات محدودة.

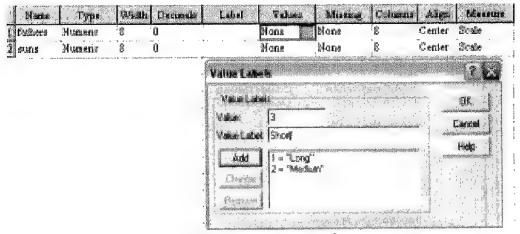
خطوات عمل الجدول المتقاطع–مربع كاي

المطلوب: هل يوجد ارتباط بين المتغيرين باستخدام مربع كاي χ^2

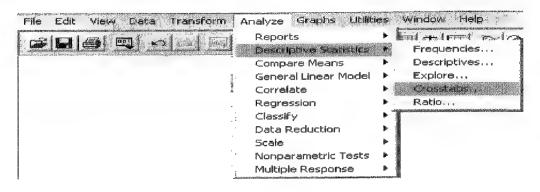
1- تعريف المتغيرات وهي:

Father ولها ثلاث مستويات: (Long, Medium, Short)

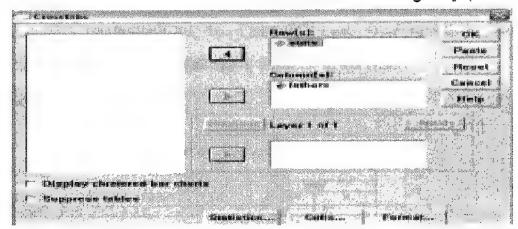
Suns ولها ثلاث مستويات: (Long, Medium, Short)



Analyze - Descriptive Statistics - Crosstabs...



- نـضع المستغير الستابع (Suns) في حقــل الصفوف Rows ونضع المتغير المستقل (Fathers) في حقل الأعمدة Columns



نضغط على زر Statistics لتحديد نوع مربع كاي المطلوب Correlations ونضع اشارتي صح بجانب Chi-square والارتباط Continue وبعدها نضغط على زر الاستمرار

F Chironupus	- Cardallana Candique
The state of the s	Circlinate Control of the Control of
Cantingancy conflictant Phi and Crantra Y	PERFORMANCE AND ADMINISTRATION ADMINISTRATION ADMINISTRATION AND ADMINISTRATION ADMINISTRATION ADMINISTRATION ADMINISTRATION ADMINISTRATION ADMINISTRATION ADMINISTRATION ADMINISTRATION ADMINISTRATION ADMINISTRATION ADMINISTRATION ADMINISTRATION ADMINISTRATION ADMINISTRATION ADMINISTRATION ADMINISTRATION ADMINISTRATION ADMINISTRATION ADMINISTRATION ADMIN
Lambia Uncartainty confliction	Kandalla tate o
Mondant he belored	The Republic
Monthrat has interest	f Kappa
Monthmat has links result	To Karpigess
Manifest for interest Cin Constrair a ned Maniet-Han	Files

نضغط على زر Cells... ونحدد الخيارات المطلوبة وهي:

Crosstabs: Cell D	isplay 🔀
Counts	Continue
∇ Observed	Cancel
□ Expected	Help
Percentages	Residuals
Flow	厂 Unstandardized
Column	T Standardized
Fotal	I Adj. standardized

من الخيار Counts نحدد التكرار المشاهد Observed والتكرار المتوقع Counts من الخيار Percentage نختار العمود Columns ويعطي النسبة المثوية للمتغير المستقل وبعدها نضغط على زر الاستمرار Continue ثم نضغط زر الموافقة OK تظهر شاشة المحرجات أدناه:

Crosstabs

Case Processing Summary

	Cases					
	√alid		Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
SUNS * FATHERS	20	100.0%	0	.O%	20	100.0%

S UNS * FATHERS Crosstabulation

				FATHERS		
		1	Long	Medium	Short	Total
S UNS	Long	Count	5	2	0	7
	•	Expected Count	2.1	2.8	2.1	7.0
		% within FATHERS	83.3%	250%	0%	35.0%
	Medium	Count	1	6	0	7
		Expected Count	2.1	2.8	2.1	7.0
		% within FATHERS	16.7%	75.0%	۵%	35.0 %
	Short	Count	D	0	6	6
		Expected Count	1.8	2.4	1.8	6.0
		% within FATHERS	.0%	ይ% .	100.0%	30.0 %
Total		Count	6	8	ô	20
		Expected Count	6.0	8.0	6.0	20.0
		% within FAT HERS	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

Chi-Square Tests

	Value	df	Asımp, Sig. (2-sided)
Plearson Chi-Square	26.667 ⁸	4	.000.
Likelihood Ratio	29.439	4	.000
Linear-by-Linear Association	14.794	1	.000
N of Valid Cases	20		

a, 9 cells (100.0 %) have expected count less than 5. The minimum expected count is 1.80.

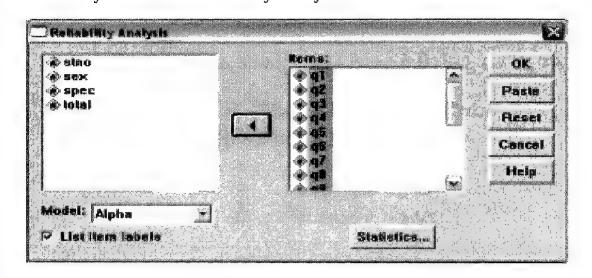
السطر الأول من الجدول هو المطلوب والمهم حيث أن قيمة مربع كاي -Pearson Chi السطر الأول من الجدول هو المطلوب والمهم حيث أن هناك علاقة قوية وموجبة بين أطوال الآباء والأبناء حيث أن مستوى المعنوية يساوي 0.000 .

Symmetric Measures

		Value	Asymp. Std. Error	Approx. T ^b	Approx. Sig.
interval by interval	Pearson's R	.882	£67	7.957	.000°
Ordinal by Ordinal	Spearman Correlation	.878	£8Q	7,795	.000°
N of Valid Cases		20			

- a. Not assuming the null hypothesis.
- b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.
- c. Based on normal approximation.

* الثبات Reliability : اختبار كرونباخ الفا Reliability : الثبات Reliability يستخدم هذا الاختبار لتحديد ثبات الاختبار Analyze – Scale – Reliability Analysis...



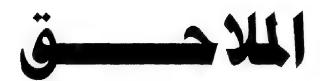
نخـــتار المتغيرات المطلوبة وهي الاسئلة من q1-q15 ونضعها في قائمة Items، ثم نضغط زر Ok، فتظهر شاشة المخرجات أدناه:

Reliability

```
ntrest Bathod 1 (space sever) will be used for this analysis seres
 RELIABILITY ANALYSIS - SCALE (ALPHA)
 1.
         01
 2.
         ČŽ.
 3.
         Q3
         Q4
 5.
         Q5
 6.
         Q6
 7.
        Q7
 Θ.
        OB
 9.
 10.
        010
 11.
        OLL
 1.2 .
         OIZ
 1.71.
         013
 14.
        014
 1.5
         015
Ralbability Coarrigeness
N of Cases "
                30.0
                                       M at Items = 15
```

Alpha - . 7860

وتكون اصغر قيمة مقبولة لمعامل كرونباخ الفا هي 0.6 وأفضل قيمة مقبولة هي 0.7-0.8) وكلما زادت القيمة كانت افضل. في هذا التحليل قيمة الفا0.786-0.786 وهي جيدة.



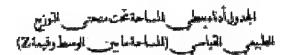
ملحق1: جداول التوزيعات الاحتمالية.

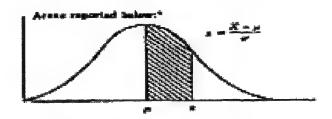
جدول التوزيع الطبيعي. z

جدول توزیع ت. t

جدول تـوَزيع ف. γ² . عدول تـوزيع كا

جدول التوزيع الطبيعي. z





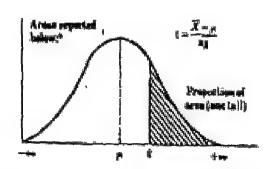
Z	.00	.01	.02	.oj	.04	.05	.06	.07	.4043:	.09
0.0	.0000	0400.	.0080	.0120	.0160	.0199	.0239	.0279	.0319	.359
0.1	.0398	8.640	.047R	.0517	.0557	.0596	.0636	.0675	.0714	.0753
0.2	,0793	.083.2	,087L	.0910	.0948	.0987	.1026	.1064	.11.03	,014)
0,3	.1179	.1217	.1255	.1293	. [331	.1368	.1406	1443	,1480	.1517
0,4	.1554	.1591	.1628	.1664	.1700	.1736	.1772	.1308	.1744	. 1879
0.5	.1915	.1950	.1985	2019	.2054	.2088	2123	.2157	2190	.2224
0.6	.2257	.2291	.2324	.2357	.2389	.2422	.2454	.2486	2518	.2549
0.7	.2580	2.612	.2642	.2673	.2704	.2734	.2764	.2794	.2823	.2852
0.8	.2881	.2910	.2939	2967	.2995	.3023	.3051	.3078	3106	.3133
0.9	.3159	_3186	.3212	3238	.3264	.3289	.3315	.3340	3365	.3389
1.0	.3413	.3438	3461	.3485	.350B	.3531	.3554	.3577	3599	.3621
1.1	3643	.3665	.3686	JOTE.	.3729	.3749	.3770	,3790	3810	.3830
1.2	.3849	.3869	.3888	.3907	.3925	3944	.3962	,3980	3997	.4014
1.3	.4032	.4049	.4066	40\$2	.4099	.4115	.4131	.4147	4162	.4177
1.4	.4192	.4207	.4222	.4236	.4251	.4265	.4279	.4292	.4306	.4319
1.5	.4332	.4345	.4357	.4370	.4382	.4394	.4406	.4418	.4429	.4441
1.6	.4452	,4463	.4474	.44%4	,4495	.4505	.451.5	.4525	4535	.4545
1.7	.4554	.4564	.4573	4582	.4591	4599	.4608	.4616	.4625	.4633
1.8	.4641	,4649	.4656	4664	.4671	.4678	4646	,4693	4699	,4706
1.9	.4783	.4719	.4726	.4732	.4738	.4744	.4750	.4736	.4761	.4767
2.0	.4772	.4778	.4783	.478E	.4793	.479%	.4803	.4808	.4812	.4817
2.1	.4821	.4\$26	,4830	4834	4238	.4R42	.4846	.4850	.4854	.4857
2.2	.4861	,4864	486\$	4871	.4\$75	.4878	4881	.4884	4887	,4890
23	4893	.4896	4894	.4901	.4904	.4906	4909	.4911	4913	.4916
24	.4918	.4920	.4922	.4925	.4927	4929	.4931	.4932	4934	.4936
2.5	.4938	.4940	.4941	.4943	.4945	.4946	.4948	.4949	.4951	.4952
2.6	.4953	.4955	.4956	,4957	.4959	.4960	.4961	.4962	4963	.4964
2.7	.4965	.4966	.4967	4968	.4969	.4970	.4971	.4972	,497]	.4974
2.8	4914	.4975	.4976	,4977	.4977	.4978	4979	4979	.4980	.49\$]
29	.4931	4982	.4983	.4983	.4984	.4984	4985	.4985	,4986	.4936
70.0	.4987									
3.1	4997									
3.2	4999									

^{*} Example: For z= 1.96, shaded area is 0.4750 out of the total area of 1.0000.

جدول توزیع T

الجدول أدناء جعلم فيسة عاء المثالة للمساحة المطلقة وليستها »

Proportions of Area for the t Distributions



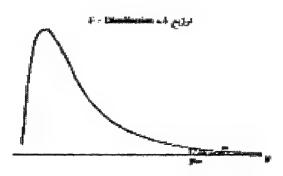
dl'	0.10	0.05	0,025	0.01	0.005
1	3.078	6.314	12.706	31,821	63.657
3	0.886	2.920	4,303	6.965	9,925
3	1.638	2,353	3,182	4.541	5.841
4	EEŁI	2.132	2.776	3.747	4.604
5	1.476	2,015	2,571	3.365	4.032
6	5.44D	1.94)	2,447	3.143	3.707
7	1.415	1.895	2,365	2.998	3.499
8	1397	1.850	2,306	2.896	3.355
Q	1.303	1.877	2.262	2.821	3.250
	1372	1.61Z	2.228	2.764	3.169
11	1.363	1.796	2.201	2.718	3.106
(2	1.356	1.782	2.179	2.681	3.055
13	1.350	1.77	2.160	2.650	3.012
14	1.345	1.761	2,145	2.624	2977
15	1341	1.753	2.139	2.602	2.947
16	7.037	1.746	2.120	2.583	2.921
17	1333	1.740	2.110	2.567	2.898

dd -	0.10	0.05	0.025	0.01	0.005
18	1,330	1.734	2101	2.552	2.674
19	1.328	1.729	2.093	2.539	2.861
20	1.325	L.725	2.086	2.521	2.845
21	1.323	1.721	2080	2.511	2.833
22	1,321	1.717	7.074	2.504	2.819
23	1.319	1.714	2.069	2.500	2.807
24	1.318	1.711	2.064	2.492	2.797
25	1,316	1.708	2.060	2.485	2.787
26	1.315	1.706	2036	2,479	2.779
27	1.314	1.703	2.052	2.473	2.773
23	1.313	1.701	2.048	2.467	2.763
29	1.311	1.699	2.045	2.462	2.756
30	1.310	1.697	2042	2.457	2.750
40	1.303	1.684	2.021	2.427	2.704
60	1.296	6.671	2.000	2.390	2.660
120	1.289	1.658	1.980	2.35%	2.617
- T	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576

^{*} Example : For the shaded area to represent 0:05 of the area of 1.0,value 1 with 10 degrees of freedom is 0.812.

Source: From Tuble III of Fisher and Yotes, Statistical Tables for Biological, Agricultural and Medical Research, 6th, 1974, published by Longman Group Ltd., London (previously published by Oliver & Boyd, Edioburgh), by permission of the authors and publishers.

جدول توزیع F

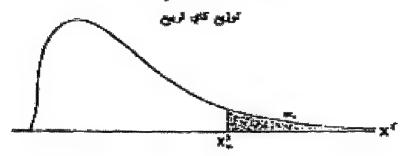


المبنى الأول 105 م والمبنى الأني 301 - 01 ... مثل 717 (105 - 7.46 و 7.46 - 7.46 - 3.97 مثل

விரும்												
حرية للكام	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1104	11	12
	161	200	216	225	230	234	217	230	241	742	143	244
	4.052	4.959	5.403	5.625	5.764	5.159 19.33	5.92B	5.981	6.022	6.056	6.082	6.106
2	18.51	19.00	19.16	19.25	19.10	19.33	19.36	19.37	1938	19.39	19.40	19,41
	98,49	99.00	99.17	99.25 9.12 28.71	99.10	99.33	99.36	99.37	99.39	99.40	99.41	外,位
3	10.13	9.53	9.28	9.12	9.01	8.94 27.91	8.43	8,84	B.RI	E.78 27.23	8.76	\$.74
	34.12	30.12	29.45	28.71	28.24	27.91	27.67	27.49	27.34	27.23	27.13	27.05
4	7.71	6.94	6.59	6.39	6.26	6.16 15.21 4.95	6,09	6.04	6.00	5.36	5.93	3.91
	21.20	18.00	16.69	15.98	15.52 5.03	1521	14.58	14.80	4.66	14.54	14.45	14.37
5	6.61	5.79	5.41	5.19 11.79	5.05	4.95	4.88	4.82	4.78	4.74	4.70	4.68
	15.26	13.27	12.06	11.79	0.97	1 10.67	10.45	10.29	10.15	10.05	9.96	9.89
6 1	5.99	5.14	4.76	4.53	4.39	4.28 8.47	421 826	4.15 8.14	4.10	4.06 7.17	4.03	4.00
	13.74	10.90	9.78	9.15	10.97 4.39 8.75	8.47	8.26	\$.10	7.94	7.17	4.09 7.79	4.00 7.72
7	5.59	4.74	4,35 8,45	4,12	3,97 2,46	3.37	3,79	3.73	1.61	3,63	1,50	3.57
	12.25	9.55	3.45	7.85	7.46	7.[9 3.58	7.00 3.10 6.19 3.62	6.84 3.44	6.71 1.39	6.62 3.34	6.54	647 3.28 5.67
8	5.37	4,46 8,65 4,26	4.117	3.14	3.69	3.58	3.30	3.44	3.39	334	331	3.28
	11,26	8.65	7.59 3.86	7.01	6,63	6.17 9.17	6.19	6.03 123 5.47	5.91 3.18	5.10 3.13	5.74	5.67
9	3.12	4,26	3.86	3.63	3.48	3,37	3.29	3.23	3.18	3.13	3.10 5.13	1.07 5.11
N . M	10.56	9,02	6.99	6.42	6.06	5.40	5.62	3.47	1.15	5.15	5.13	5.61
10	4.96	4.10 7.56	3.71	3.4 3 5.99	1.33	1.22	3,34	3.07	3.412	2.97	2.94	291
	10.04	7.56	6.35	5.99	5.64 3.20	7.22 5.39 3.09	3,14 5,21	5.06	4.95 2.90	2.97 4.85	4.73	4,71
	4.84	3,98	1.59	3.36	3.20	3.09	3.01	2.95	2.90	2.86	2.82	2.79
445	9.65 4.75	7.20	6.22 3.49	5.67 3.36	5.72 3.11	5.07 3.00 4.82	4,88 2,92 4,63	4.74	4.63	4.51 2.76 4.30	4.46	4.40
12	4.75	3.86	3,49	3.35	3.11	3,00	2.92	285	2.80	2.76	2.72	3.69
i	9.33 4.67	6.93	3.95	5.41	5.06	4.82	4.65	450	4.39	4.30	4.77	4.16
13	4.07	3.8D	3.41	3.1\$	3.02 4.86	2.92 4.62	2.84	2.77	2.72	2.67	2.63	2.60
ا ا	9.07	6.70	5.74	5.20	4.86	4.62	4.44	430	2.72 4.19 2.65	4.10	4,02 2,55	1.96
14	4.60	3.74	3.34	3.11	2.96	2.85 4.46	2,77	2.70	2.65	2.60	2.56	2.53
	8.86	6.5]	556 329	5.03	4 60 2.90	4.46	4.28	4.14	4.03 2.59	3.94 2.55	3.86 2.51	1.10 2.43
15	4.54	1.68	3.29	3.06	2.90	2.79	2.70	2.64	2.59	2.55	2.51	2.43
l l	1.68	6.36	5.42	4.89	4.56	4.32	4, 4	4,00	7.89	3.80	3.73	1.67
16	4.49	3.63	3.14	3.01	2.35	2.74	2.66 4.03	2.59	2.54	7.49	2.45	2.42
1.5	8.59	6.23	5.29	4.77	ना नेव	4.20	4.03	3.49	3.78	9.E	3.61	3.55
17	4.45	3.59	3.20	2.96 4.67	2.81 4.34	2.70	2.62	2.55 3.79	2.50	2.45	2.41	2.16
1.0	840	6.11	5.13		4.34	4.10	1.93	3.79	1.68 2.46	3.59	3.52	3,45
18	4.41	3.55	3.16	2.93	2.77	2.06	2.58	2.51	2.46	2.41	2.37	2,34
	8.23	601	5.09	4.28	4.25	4.01	1.85	1.71	1.60	3.51	3.44	2.37

χ^2 جدول توزیع

Chi-Square Distribution



الجدول أدناء بعطي قبعة ﴿* المقابلة للمساحة المظللة وقيمتها &

درجات			1	الساسة المثللة		And the second s	The state of the
المنية	.99	.98	.95	.90	-80	. 70	.50
1	.03157	.03628	.00393	0.0158	.0642	.148	.455
2	.0201	.0404	.103	.211	.446	713	1.386
3	.115	.185	.352	.5 84	1.005	1.424	2.366
4	.297	.429	.711	1.064	1.649	2.195	3.357
5	.554	.752	1.145	1.610	2.343	3.000	4.351
6	.872	1,134	1.635	2,204	3.070	3.828	5.348
Ī	1.239	1.564	2.167	2.833	3.822	4.671	6.346
*	1.646	2.032	2.733	3.490	4.594	5.527	7.344
9	2.088	2.532	3.325	4.168	5.390	6.393	8.343
10	2.558	3.059	3.940	4.865	6.179	7.267	9,342
1.3	3.053	3.609	4.575	5.578	6.989	8.148	10.341
12	3.571	4.178	5.226	6.304	7.807	9.034	11.340
1.3	4.107	4.765	5.892	7.042	8.634	9.926	12,340
14	4.660	5.368	6.571	7.790	9.467	10.821	13.339
15	5.229	5.985	7.261	8.547	10.307	11,721	14.339
To	5.812	6.614	7.962	9.31.2	11.152	12.624	15.338
17	6.408	7.255	8.672	10.085	12.002	13.531	16,338
12:	7.015	7.906	9.390	10.865	12.857	14.440	17.338
19	7.633	8.567	10.117	11.651	13,716	15.352	18.338
20	8.260	9.237	10.851	12,443	14,578	16.266	19.337
21	8.897	9.915	11,591	13.240	15,445	17.182	20.337
22	9.542	10.600	12.338	14.041	16.314	18.101	21,337
23	10.196	11.293	13.091	14.848	17.187	19.021	22,337
24	10.856	11,992	13.848	15.659	18.062	19,943	23.337
25	11.524	12.697	14.611	16.473	18.940	20,867	74.335
26	12.198	13.409	15.379	17.292	19.820	21.792	25.336
2	12.179	14.125	16.151	18.114	20.703	22.719	26.336
28	13.565	14.847	16.928	18 939	21.588	23.647	27.334
29	14.256	15.574	17,708	19.768	22.475	24.577	28.33
30	14,953	16,306	18.493	20.599	23.364	25.50K	29,336

الصادر Bibliography

المصادر العربية Arabic Biblography

- 1. باهي، مصطفى حسين، عبد الفتاح احمد (2006). الاحصاء التطبيقي باستخدام الحزم الجاهزة SPSS, SAT . مصر، القاهرة: مكتبة الانجلو المصرية.
- 2. البلداوي، عبد الحميد (1997). *الإحصاء للعلوم الإدارية والتطبيقية*. الأردن، عمان: دار الشروق للنشر والتوزيع.
- 3. البياتي، محمود (2005). تحليل البيانات الإحصائية باستخدام البرنامج الإحصائي . SPSS. الأردن، عمان: دار الحامد للنشر والتوزيع.
- 4. ابسو حطسب، فؤاد (1962). القدرات العقلية (ط5). مصر، القاهرة: مكتبة الانجلو المصرية.
- 5. الزعبي، بلال محمد والطلافحة، عباس (2000). النظام الإحصائي SPSS فهم وتحليل البيانات الإحصائية. الأردن، عمان: دار وائل للطباعة والنشر.
- الـــسيد، فؤاد البهي (1987). علم النفس الاحصائي وقياس العقل البشري. مصر،
 القاهرة: دار الفكر العربي.
- 7. عـبد الجـبار، توفـيق (1983). التحليل الإحصائي في البحوث التربوية والنفسية والاجتماع ية الطـرق اللامعلمية. الكويت: مؤسسة الكويت للتقدم العلمي، إدارة التأليف والترجمة.
- 8. عـبد الخالق، احمد محمد (1987). الابعاد الاساسية للشخصية. مصر، الاسكندرية: دار المعرفة الجامعية.

419

- 10. عــودة، احمد سليمان والخليلي، خليل (1988). الإحصاء للباحث في التربية والعلوم الإنسانية. الأردن، عمان: دار الفرقان للنشر والتوزيع.
- 11. فتح الله، سعيد حسين (1988). مباديء علم الإحصاء والطرق الإحصائية. الأردن، المفرق: الأكاديمية.
- 12. فراج، محمد انور (2002). المكونات العاملية للتفكير الناقد لدى طلاب كليات التربية، خامعة التربية في ضروء بعض المتغيرات، رسالة دكتوراه غير منشورة، كلية التربية، حامعة الاسكندرية، الاسكندرية، مصر.
- 13. القاسم، محمد على (1987). أساليب الإحصاء التطبيقي. الكويت: المعهد العربي للتخطيط بالكويت، دار الشباب للنشر والترجمة.
- 14. الكيلاني، عبد الله وعدس، عبد الرحمن (1986). القياس والتقويم في علم النفس والتسربية. ترجمة: روبرت ثورندايك واليزابيث هيجن، الأردن، عمان: مركز الكتب الأردني.
- 15. منصور عوض ، عزام صبري ، على قوقزة (1999). علم الإحصاء الوصفي المبرمج. الأردن، عمان: دار صفاء للنشر.
 - 16. موراي، ر. شبير حل (1977). سلسلة ملخصات سشوم، دار مالجدوهيل للنشر.
- 17. المنيزل، عبد الله فلاح (2006). الإحسماء الاستدلالي وتطبيقاته في الحاسوب باستخدام الرزم الإحصائية SPSS، الأردن، عمان: دار وائل للطباعة والنشر والتوزيع.
- 18. المنيزل، عبد الله والغرايبة، عايش (1995). الإحصاء التربوي تطبيقات باستخدام الرزم الإحصائية للعلوم الاجتماعية.
- 19. المنتجار، نبيل جمعه (2004). مهارات الحاسوب، الأردن، اربد: عالم الكتب الحديث للنشر والتوزيع.
- 20. النجار، نبيل جمعه (2007). الاحصاء في التربية والعلوم الانسانية مع تطبيقات برمجية SPSS ، الأردن، عمان: دار الحامد للنشر والتوزيع.
- 21. المنجار، نبيل جمعه (2010). القياس والتقويم مع تطبيقات برمجية SPSS ، الأردن، عمان: دار الحامد للنشر والتوزيع.

- 22. النجار، فايزجمعه، النجار، نبيل جمعه والزعبي، ماجد راضي (2013). اساليب البحث العلمي: منظور تطبيقي، الأردن، عمان: دار الحامد للنشر والتوزيع.
- 23. الهانـــسي، مختار محمود (1991). مقدمة في طرق التحليل الإحصائي. قسم الإحصاء والرياضة والتأمين كلية التجارة جامعة الإسكندرية.
- 24. الهانـــسي، مختار محمود (1984). مقدمة في الإحصاء التحليلي. بيروت: دار النهضة العربية للطباعة والنشر.
- 25. هكـــسي، تشارلز (1984). المفاهيم الأساسية في تصميم التجارب. تعريب: خماس، قيس سبع، العراق، بغداد: الجامعة المستنصرية.

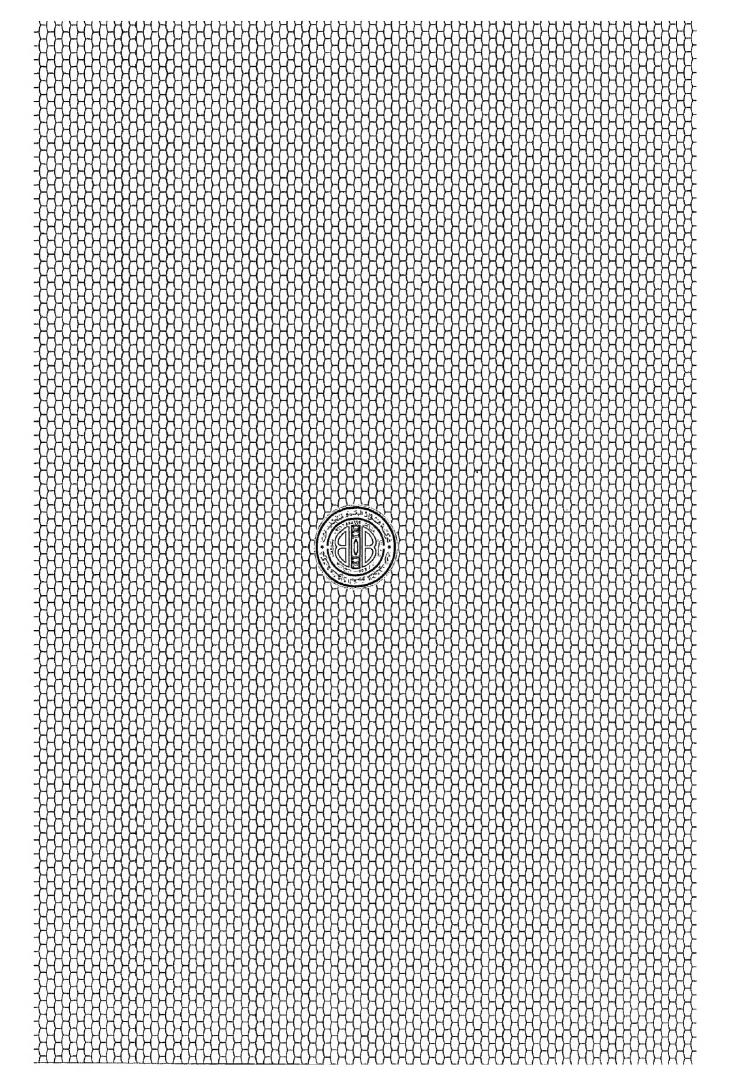
المصادر الأجنبية English Biblography

- 1. Albert K. Kurtz, Samuel T. Mayo (1979). Statistical Methods in Education and Psychology. New York: Springer-Verlag, New York Inc.
- 2. Andy, Field (2005). **Discovering Statistics Using SPSS**. (2nd ed.). London: Sage Publications Ltd, ECIY 1SP.
- 3. Berenson, L. Mark & David M. Levine. (1992). Basic Business Statistics Concepts and Applications, (5th ed.).
- 4. Bobko, Philip (2001), *Correlation and regression*, (2nd ed.). Thousand Oaks, CA: Sage Oublications. Introductory text which Includes coverage of range restriction, trivariate correlation.
- 5. Chen, P. Y. and P. M. Popovich (2002). *Correlation: Parametric and nnparametric measures*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- 6. Cochran, W. G. (1997). Sampling Techniques (3rd ed.). New York.
- 7. Cohen, Jacob (1988). Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Assoc; ISBN: 0805802835.
- 8. Crawley, M. J. (2005). Statistics An Introduction Using R. England: John Wiley & Sons Ltd, West Sussex.
- 9. Crocker, Lind, and Algina, Janes .(1986). Introduction to Classical and Modern Test Theory. N. Y: Holt, Rineder and Winson
- 10. David, R. Anderson, Dennis J. Sweeney, Thomas A. Williams (2002). *Essentials of Modern Business Statistics with Microsoft Excel* (2nd ed.). South-Western Educational Publishing.

- 11. David, R. Anderson, Dennis, J. Sweeney, Thomas A. Williams (2006). *Essentials of Modern Business Statistics* (3rd ed.). South-Western College Publishing.
- 12. David, R. Anderson, Dennis, J. Sweeney, Thomas, A. Williams (2005). **Statistics for Business and Economics** (9th ed.). South-Western College Publishing.
- 13. David Anderson, Dennis J. Sweeney & Thomas Williams, (1981). *Introduction to Statistics*, West Publishing Co.
- 14. Daniel, Wayne W. (1990). *Applied Nonparametric Statistics*, (2nd ed.). PWS-Kent Publishing Company-Boston.
- 15. Daniel, Wayne W. (1995). Biostatistics A Foundation for Analysis in the Health Sciences (6th ed.). London: John Wiley and Sons Inc.
- 16. Deming, W. (1982). *Applied Regression Analysis*. London: John Wiley and Sons Inc.
- 17. Dominick Salvator (1982). **Theory and Problems of Statistics and Econometrics**, McGraw-Hill Book Co.
- 18. Draper N. & Smith H. (1990). Applied Regression Analysis. London: John Wiley and Sons Inc.
- 19. Guilford, J.P (1961). Factorial analysis to Psychology.
- 20. Glass, G. & Hopkins, K. D.(1984). Statistical Methods in Educational and psychology(2nd ed.). Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall.
- 21. Gary W. Heiman. (1992). *Basic Statistics for the Behavioral Sciences*. Houghton Mifflin Company, Boston, U.S.A
- 22. Graber, S. B., Kristin E. Voelki, T. W. & Others .(1997). SPSS Guide to the New Statistical Analysis of Data, New York: Springer.
- 23. Grant, E. & Leavenworth R., (1980). Statistical Quality Control, (5th ed.). New York: McGraw-Hill.
- 24. Gravetter, F. O.(1988). Statistics for the behavioral sciences. New York: West Publishing company.
- 25. Green, Samuel B. & Niel J. Salkind (1997). *Using SPSS for Windows:*Analyzing and Understanding Data, Upper Saddle River. NJ: Prentice Hall.
- 26. Gregory, B., (1991). Introduction to Quality Management Assurance and Control, (Macmillan International ed). New York: Maxwell.
- 27. Hays, W. L. (1980). *Statistics for Social Sciences* (3rd ed.). New York: Holt Rinehart and Winston.

- 28. Hays, W. L. (1989). *Statistics* (4th ed.). New York: Holt Rinehart and Winston.
- 29. Hogg, N. R. & Carag, T. A. (1995). Introduction to Mathematical Statistics (5th ed.).Prentice-Hall Inc.
- 30. Howitt, Dennis & Duncan, Cramer (1996). A Guide to Computing Statistical with SPSS for Windows, New York: Prentice-Hall/Harvester Wheatsheaf.
- 31. Jaynes, E. T. & G. Larry Bretthorst (2003). **Probability Theory: The Logic of Science**. Cambridge University.
- 32. Johnson, Richard A. & Wichern, D. (1992). Applied Multivariate Statistical (3rd). New jersey: prencac-hall.
- 33. Juran, J. & Gryna, F. (1970). *Quality Planning and Analysis*. New Yourk: McGraw-Hill.
- 34. Kendall, Maurice and Jean Dickinson Gibbons (1990). *Rank Correlation Methods*. (5th ed.). NY: Oxford Univ Press; ISBN: 0195208374.
- 35. Kenneth, D. Hopkins, Julian C. Stanley & B. R. Hopkins .(1995). *Educational and Psychological Measurement and Evaluation*. (7th ed.). Allyn & Bacon, Needham Hights, USA.
- 36. Larson, Harold. J. (1982). Introduction to Probability Theory and Statistical Inference (3rd ed.). John Wiely & Sons Inc.
- 37. Larson, Harold. J. (1995). *Introduction to Probability*, Addison Wesley Publishing Company Inc.
- 38. Larry, J. Stephens (2005). **Schaum's Outline of Beginning Statistics** (2nd ed.). McGraw-Hill.
- 39. Mark, S. Aldenderfer & Roger, K. Blashfield (1991). *Cluster Analysis* (8th ed.). sage Publications The International Professional Publishers, Eighth Printing.
- 40. (Manual) (1997). SPSS Base 7.5 Application Guide, SPSS Inc.
- 41. (Manual) (1997). SPSS Base 7.5 for Windows User Guide, SPSS Inc.
- 42. (Manual) (1994). SPSS Advanced Statistics 6.1, SPSS Inc.
- 43. Marija J. Norusis (1993). SPSS for Windows Base System User's Guide Release 6.0 (Manual), SPSS Inc.
- 44. McClave, J. T. & Benson, G. P. (1991). Statistics For Business and Economics (5th ed.). San Fransisco Dellan.
- 45. Mendenhall W. & Sincich (1991). Statistics For Engineering and the Sciences (3rd ed.). New York: MaCmillan Publishing Co.

- 46. Minium, E. W.(1978). **Statistical Reasoning in psychology and Education** (2nd ed.). New York: John Wiley and Sons.
- 47. Morris, H. (1983). *Statistical Analysis for Decision Making*. (3rd ed.). USA: Harcourt Brace Jovanovish Inc.
- 48. Nelile, A. & Kennedy, J. (1974). Basic Statistical Methods for Engineers & Scientists, London: Inter Text Books.
- 49. Parzen, E. (1960). *Modern Probability theory and its application*, New York: John Wiley and Sons.
- 50. Siegel, S. (1956). **Nonparametric statistics for the behavioral sciences**. NY: McGraw-Hill.





مع تطبیقات برمجیة SPSS

الإحصاء التحليلي



كاللخضًا مِن للنشيث والبوائع

الأردن-عمان

مانف: 5231081 فاكس: 96265235594 الأردن ص.ب:366 عمان 11941 الأردن

E-mail:dar_alhamed@hotmail.com E-mail:Daralhamed@yahoo.com

